Dados mis estudios y mi experiencia financiera adquirida en empresas del sector privado, donde me enseñaron que lo que se afirma debe ir acompañado de todos los estudios técnicos y cuantitativos necesarios, llegué a desarrollar una obsesión por lo numérico y sostener la idea de que en el mundo de la economía, aquello que no esté sustentado por estadísticas no es sostenible ni creíble. Consecuente con este principio, concluí que yo como profesor de macroeconomía, econometría y mercado de capitales, debía escribir un libro que, además de facilitarles la vida a mis estudiantes de econometría, involucrara todo lo anterior, que explicara a través de ejercicios econométricos, el comportamiento de las principales variables macroeconómicas en Colombia durante el siglo XX y años recientes y poder concluir si los grandes debates sostenidos en las últimas décadas del siglo XX, como la relación entre dinero e inflación, déficit fiscal y altas tasas de interés, los diversos sistemas de tasas de cambio, la curva de Phillips y otros, se habían observado en Colombia, y lo más importante, que se pudieran constatar a través de modelos sencillos. Por supuesto que los temas mencionados han sido ampliamente discutidos y publicados copiosamente por académicos de prestigiosas universidades colombianas y funcionarios del Banco de la República, Planeación Nacional, Fedesarrollo, etc. pero no se encuentra un solo libro que los compendie todos.

ALBERTO GÓMEZ MEJÍA

Universidad Libre
Seccional Cali
Centro de Investigaciones
Facultad de Ciencias Administrativas Contables
Dirección Seccional de Investigaciones
Impreso
Departamento de Publicaciones y Comunicaciones
2012

ISBN 978-958-8630-71-7
9 789588 630717

Alberto Gómez Mejía

Econometría aplicada a la Macroeconomía colombiana del siglo XX

339.09861
G633e

Incluye
Disco compacto
Circulación y préstamo
2do. Piso

Econometría aplicada a la Macroeconomía colombiana del siglo XX

Incluye CD con ejemplos en Excel, Eviews y estadísticas macroeconómicas colombianas desde 1923 hasta el 2000

Alberto Gómez Mejía

Econometría aplicada a la Macroeconomía colombiana del siglo XX

Alberto Gómez Mejía

BIBLIOTECA UNIVERSIDAD JAVERIANA-SEC CALI
4 0000 00190844 3

Econometría aplicada a la Macroeconomía colombiana del siglo XX

Serie: Econometría aplicada
Colección: Econometría

2012

PONTIFICIA UNIVERSIDAD JAVERIANA BIBLIOTECA CALI

Gómez Mejía, Alberto
Econometría aplicada a la macroeconomía colombiana del Siglo XX / Alberto Gómez Mejía. -- Cali: Universidad Libre, 2012.
346 p.; 24 cm.
ISBN 978-958-8630-71-7
1. Macroeconomía - Colombia - Siglo XX. 2. Econometría – Colombia - Siglo XX. 3. Modelos econométricos - Siglo XX. I. Tít.
339 cd 21 ed.
A1330705

CEP-Banco de la República-Biblioteca Luis Ángel Arango

Econometría aplicada a la Macroeconomía colombiana del siglo XX

Primera edición
© Universidad Libre Seccional Cali
© Universidad del Valle
© Autor: Alberto Gómez Mejía
Cali, Colombia
ISBN: 978-958-8630-71-7

Directivas nacionales

FRANCISCO SIERRA REYES
Presidente Nacional

NICOLÁS ENRIQUE ZULETA HINCAPIÉ
Rector Nacional

ANTONIO JOSÉ LIZARAZO OCAMPO
Censor Nacional

Directivas seccionales

ESPERANZA PINILLOS SAAVEDRA
Delegada del Presidente Nacional en la Seccional

JAIME GUTIÉRREZ GRISALES
Rector Seccional

GILBERTO ARANZAZU
Censor Seccional

OMAR BEDOYA LOAIZA
Secretario Seccional

LUIS FERNANDO PARRA VILLANUEVA
Decano Facultad de Ciencias Administrativas Contables

ADOLFO GARCÍA ARIAS
Director Programa de Economía

ANA CECILIA MANRIQUE ZULUAGA
Secretaria Académica Facultad de Ciencias Administrativas Contables

Comité Editorial

JAIME GUTIÉRREZ GRISALES
ARNALDO RÍOS ALVARADO
LUIS FERNANDO PARRA VILLANUEVA
MARÍA LAUREN ROSERO AGUILAR
ADOLFO GARCÍA ARIAS
MARÍA FERNANDA JARAMILLO GONZÁLEZ

Dirección Editorial

MARÍA FERNANDA JARAMILLO GONZÁLEZ
Directora Departamento de Publicaciones y Comunicaciones

Diseño, diagramación e impresión:

Feriva S.A.

Distribuye

Universidad Libre Seccional Cali
Departamento de Publicaciones
Diagonal 37A No.3-29
Tel.: 5240007 Ext. 4315 – 4316

La responsabilidad de los textos contenidos en esta publicación es exclusiva de(l) (os) autor(es)
Prohibida la reproducción total o parcial, por cualquier medio fotográfico o digital, incluyendo las lecturas universitarias, sin previa autorización de(l) (os) autor(es)

339 0486
G633e

Dedicatoria

Este trabajo está dedicado a mis profesores de Econometría, Carlos Roa, Stephen R. Cosslett, G. S. Maddala, cuyos libros y clases me llevaron a la convicción de que la Econometría sería parte importante de mi vida. El primero me enseñó Econometría en la Universidad San Buenaventura, Cali, y los otros dos fueron mis profesores en el Magíster de Economía del Departamento de Economía, en The University of Florida, Gainesville, Estados Unidos.

Agradecimientos

Después de muchos años de recibir los cursos de mis profesores, asistir a seminarios y días interminables de estudio autodidacta, más el trabajo en econometría aplicado en diferentes empresas como soporte al análisis financiero y la planeación, la Universidad Libre, Cali, me dio el tiempo y el espacio necesarios para escribir un libro de ejemplos econométricos con un enfoque didáctico, integral y aplicado a la realidad colombiana, enfoque inexistente en los libros de teoría econométrica en los que estudiamos varias generaciones de economistas, de ahí mi agradecimiento a los directivos de la Universidad Libre, en especial al decano de la Facultad de Ciencias Económicas, Administrativas y Contables, doctor Luis Fernando Parra, y al director del programa de Economía, doctor Adolfo García.

También quiero agradecer al profesor Alfonso Contreras, del programa de Economía de la Universidad Javeriana, Bogotá, quien fue el par evaluador del borrador y cuyos comentarios y sugerencias fueron tenidos en cuenta. Al profesor Carlos Ortiz, decano de Economía de la Universidad del Valle; a los profesores Adolfo García, Diego García, Jorge Rendón, Álvaro Albán y Jorge Triana, Héctor Zapata y Patricia Home, del programa de Economía de la Universidad Libre, Cali, por sus comentarios; a mis estudiantes actuales y pasados de econometría de la misma universidad cuyas inquietudes fueron un estímulo para escribir casos que les facilitaran la comprensión de la econometría; ellos me llevaron a asumir el reto de convencerlos sobre la utilidad y aplicabilidad de la econometría. De ellos quiero agradecer especialmente a Mauricio Arcila, Yurlady Chaverra, Haderney Franco,

Yenny Tatiana Agudelo, Marisol Muñoz, Marisol Guerrero, Sindey Castaño, Laura Duque, Lina Parra, Ana Valencia, Ivonne Hurtado, Stephanía Hidalgo, Kevin Ramírez, Luis Colina, Hegel Cantillo, José Eduardo Fernández, Nataly Hernández, Ana María Morales, Bely Jair Salcedo, Karen Pedroza, Carlos Gómez, Santiago Fandiño, Ivonne González, Juan Medina y Nohemi López, quienes han formado el grupo de mis mejores estudiantes de econometría en el transcurso de seis años.

Contenido

Introducción 13

Limitaciones y consideraciones 17

Capítulo 1. El marco teórico macroeconómico

1.1. El modelo macroeconómico de Dornbusch-Fischer 25

Capítulo 2. Resumen econométrico

2.1. El modelo econométrico básico. Mínimos cuadrados ordinarios 35
2.2. Pasos generales para la construcción de modelos estructurales econométricos 37
2.3. Otras pruebas para medir la validez de las regresiones 44
2.4. Modelos ARCH, GARCH y EGARCH 48
2.5. Criterios para la selección de modelos 52

Capítulo 3. El crecimiento del PIB real

3.1. Comportamiento del PIB real a lo largo del siglo XX, 1926-2010 55
3.2. Crecimiento de los principales sectores de la economía, 1925-1999 61
3.3. Crecimiento demográfico. PIB real y crecimiento poblacional, 1926- 2007 67

3.4. Relaciones entre la tasa de crecimiento colombiana con las de Estados Unidos y Venezuela, 1925-2007 76

Capítulo 4. La función del consumo privado

4.1. Modelo keynesiano. Consumo en función del ingreso disponible, 1950-1995 93
4.2. Función de consumo con ingreso disponible, tasas de créditos-depósitos y tasa de cambio real para 1950-1995 97
4.3. Función de consumo con la Hipótesis del Ingreso Permanente (Milton Friedman), 1950-1995 103
4.4. Consumo en función del ingreso disponible y consumo rezagado, 1950-1995 106

Capítulo 5. La inversión en los diferentes sectores y las tasas de interés

5.1. La inversión en función de la tasa de interés para créditos, 1925-1996 109
5.2. El modelo del acelerador flexible de la inversión, 1925-1996 117
5.3. El impacto de la inversión en el PIB real, 1925-1999 123
5.4. El sector agropecuario, las tasas de crédito y el índice de la tasa de cambio real, 1925-1999 126
5.5. Las manufacturas y las tasas de crédito y el ITCR, 1925-1999 132
5.6. El sector minero, las tasas de crédito y el ITCR, 1925-1999 137
5.7. El sector de la construcción y las tasas de interés, 1925-1999 142

Capítulo 6. El sector externo, Parte I

6.1. La tasa de cambio. Generalidades 153
6.2. La tasa de cambio nominal determinada por el monto de las reservas brutas internacionales, 1923-2007 155
6.3. Las exportaciones, 1950-1996. Una primera aproximación 162
6.4. Las exportaciones no tradicionales, 1970-2003 167
6.5. La función de importaciones, 1925-1996 172
6.6. La curva J, 1996-2008 179

Capítulo 7. Sector externo, Parte II

7.1. La paridad de la tasa de interés en Colombia, 1981-2006 187
7.2. La paridad del poder adquisitivo en Colombia, 1968-2006 196

Capítulo 8. Los impuestos y el déficit fiscal

8.1. La función de impuestos, 1950-2001 211
8.2. El déficit fiscal del gobierno central, 1962-2005 216
8.3. El déficit fiscal y la tasa de inflación, 1962-2005 218
8.4. El déficit fiscal del gobierno central y el índice de la tasa de cambio real, 1962-2005 221
8.5. El déficit fiscal del gobierno central y las tasas de interés, 1962-2005 224

Capítulo 9. Oferta y demanda de dinero. Keynes y Friedman

9.1. La oferta nominal de dinero y las tasas nominales de interés, 1980-2007 230
9.2. La oferta real de dinero y las tasas reales de interés, 1980-2007 236
9.3. Relación entre dinero e inflación en el corto y largo plazo. El monetarismo. 1955-2006 241
9.4. La demanda de dinero keynesiana, 1925-2007. Datos anuales 247
9.5. El impacto de la oferta real de dinero sobre el PIB real colombiano, 1968-2007 251
9.6. La regla de Taylor, 2002-2010 253

Capítulo 10. Los índices accionarios. El IGBC y el Dow Jones

10.1. Relación entre el IGBC y el Dow Jones, 1991-2008 261
10.2. ¿De qué dependió el comportamiento del IGBC? Enero 2002-Mayo 2008 268

Capítulo 11. La curva de Philips y la tasa natural de desempleo

11.1. La curva de Phillips, 2001-2011.05 280
11.2. Relación entre la tasa de desempleo y la tasa de inflación. 2001.01-2011.05 288

Capítulo 12. La demanda agregada dinámica

12.1. La demanda agregada con datos anuales, 1950-1998 295
12.2. La demanda agregada con datos trimestrales, 1980-1997 299
12.3. La demanda agregada con datos trimestrales, 1996-2007 302

Capítulo 13. La oferta agregada dinámica y el PIB potencial

13.1. La oferta agregada con datos trimestrales, 1980-1997 y el PIB potencial 311

Capítulo 14. Un modelo ateórico para el crecimiento del PIB real

14.1. Principales causas del crecimiento del PIB real. 1926-1996 316

Conclusiones 327
Bibliografía 335

Introducción

La idea de escribir un libro de ejemplos econométricos aplicados a la macroeconomía colombiana, usando las estadísticas del siglo XX publicadas por el Banco de la República (desde 1923) y el DANE, en el cual se pueda explicar las funciones descritas en un texto básico de macroeconomía, forma parte de una moda que se ha impuesto en Colombia y el mundo en la primera década del siglo XXI; el mirar retrospectivamente y evaluar al siglo XX. Proliferan los libros que hacen un resumen de lo que fue la política, la violencia, el arte, los deportes, en el pasado siglo; como si algunos quisieran hacer un resumen del siglo en unos capítulos o una evaluación del siglo que se ha ido con el fin de sacar lecciones para el nuevo, pensando que tal vez se puede aplicar lo de "borrón y cuenta nueva". Me llamaron la atención varios libros que se refieren a la evolución de la economía colombiana durante el siglo XX, crisis y escándalos financieros, etc., en los que se analiza y critica, con razón y sin razón, los resultados de las diferentes políticas: cambiaria, fiscal, monetaria, empleo y otras; todos excelentes libros escritos por renombrados autores, que pueden ser entendidos incluso por legos en temas económicos. Estos libros incorporan tablas y recolectan datos sin profundizar en el análisis estadístico técnico o econométrico. Dados mis estudios y mi experiencia financiera adquirida en empresas del sector privado, donde me enseñaron que lo que se afirma debe ir acompañado de todos los estudios técnicos y cuantitativos necesarios, llegué a desarrollar una obsesión por lo numérico y sostener la idea de que en el mundo de la economía, aquello que no esté sustentado por estadísticas no es sostenible ni creíble. Consecuente con este principio, concluí que yo como profesor de macroeconomía, econometría y mercado de capitales, debía escribir un libro que, además de facilitarles

la vida a mis estudiantes de econometría, involucrara todo lo anterior, que explicara a través de ejercicios econométricos, el comportamiento de las principales variables macroeconómicas en Colombia durante el siglo XX y años recientes y poder concluir si los grandes debates sostenidos en las últimas décadas del siglo XX, como la relación entre dinero e inflación, déficit fiscal y altas tasas de interés, los diversos sistemas de tasas de cambio, la curva de Phillips y otros, se habían observado en Colombia, y lo más importante, que se pudieran constatar a través de modelos sencillos. Por supuesto que los temas mencionados han sido ampliamente discutidos y publicados copiosamente por académicos de prestigiosas universidades colombianas y funcionarios del Banco de la República, Planeación Nacional, Fedesarrollo, etc. pero no se encuentra un solo libro que los compendie todos.

Desde un principio se pensó que no sería un libro introductorio en economía (hay muchos en el mercado) sino dirigido a aquellos que quisieran profundizar en lo macroeconómico desde un enfoque estadístico-econométrico. Era claro que sería un libro de econometría con ejemplos macroeconómicos y no un libro de macroeconomía. También, un libro orientado a llenar un vacío académico dado que a la fecha no hay un texto de econometría que explique la teoría con ejemplos colombianos sino que tradicionalmente se estudia con libros escritos por académicos estadounidenses con abundantes ejemplos relacionados con su país. Otra vez, reitero que en todos los programas de economía existentes en el país estudiamos con artículos publicados por las prestigiosas entidades mencionadas y hace falta una publicación que resuma o integre los diferentes temas teóricos con un enfoque econométrico.

Dada la abundancia de libros de teoría macroeconómica y econométrica, no tiene sentido escribir largos capítulos sobre lo mismo, por lo tanto en este libro no se pretende explicar teoría en profundidad sino presentar introductoriamente la teoría macroeconómica en unas pocas ecuaciones (detalladas en el Capítulo 1), seguida de los correspondientes modelos econométricos basados en las estadísticas colombianas a partir de 1923 hasta el año 2007, en fin, se pretende usar las herramientas econométricas para explicar diferentes fenómenos macroeconómicos de la Colombia del siglo XX.

La introducción teórica se basa en el modelo macroeconómico desarrollado en el texto de Dornbusch y Fischer, el cual ha sido ampliamente aceptado a nivel

mundial por ser aplicable a cualquier país. Este es un modelo sencillo e integrador de las principales variables macroeconómicas. En cuanto a la econometría, tampoco hay exposiciones teóricas o despeje de fórmulas; se presenta un listado de las principales pruebas usadas indicándose el objetivo de la misma, es decir, las hipótesis nula y alternativa se plantean conceptualmente. Los modelos econométricos permitirán comprobar para cada caso si la teoría macroeconómica se cumplió o no en la Colombia del siglo XX, es decir, si se podría hablar de "leyes macroeconómicas" vigentes en nuestro país.

Enero, 2012

Limitaciones y consideraciones

La escritura de este libro presentó varias dificultades técnicas:

1. El uso de las estadísticas "correctas"

En la páginas web del Banco de la República y el DANE, los pies de página o información de las fuentes, para dar un ejemplo, advierten sobre los cambios en el listado de bienes y servicios que componen la canasta familiar hechos a lo largo de la medición de la inflación desde enero de 1954 a la fecha; lo cual es el resultado de los cambios en los hábitos de consumo de los colombianos, aparición de nuevos bienes y servicios así como la desaparición de otros. Paralelamente ha habido cambios en la metodología de la medición de precios, cambios en las ponderaciones de los bienes, en las ponderaciones de las ciudades donde se hace la encuesta, desarrollos tecnológicos, etc. Por ejemplo, en el archivo del índice de precios al consumidor, IPC, Cuadro 1.2.1, Total nacional, serie por año, se lee, en el pie de página:

> Hasta diciembre de 1978 el IPC corresponde al empalme realizado por el DANE, tomando el promedio ponderado del índice de precios al consumidor de ingresos medios (33%) e ingresos bajos (67%). A partir de 1979 el IPC presentado corresponde al índice de precios al consumidor total nacional ponderado, publicado por el DANE, el cual ha cambiado de base en tres oportunidades: diciembre de 1988, diciembre de 1998 y la base actual diciembre 2008 = 100, la cual incluye nuevo sistema de ponderaciones y nueva canasta de bienes y servicios.

Igualmente, se han dado cambios en la metodología de medición de la tasa de desempleo; del índice de la tasa de cambio real; de medición del producto interno bruto, de la cual se ha cambiado de metodología en 1975, 1994, 2000 y 2005 y otros.

Es sabido que el empalme de una serie es posible cuando a pesar de los cambios en el año base se conserva la metodología; por el contrario, el cambio de metodología aunque no cambie el año base puede generar dudas sobre la calidad de la serie; si esta queda bien construída. Esto ha llevado a algunos a pensar sobre la imposibilidad de hacer estudios serios sobre el siglo XX debido a que:

a. No existen estadísticas sobre algunas series en varias décadas: por ejemplo, no existe medición del PIB real desde 1900 hasta 1925 pues la primera aparece en 1926. Recuérdese que el Banco de la República se fundó en 1923.

b. El construir series empalmadas, aunque presenten cambios en la metodología, no es lo técnicamente correcto.

Frente a esto han surgido grupos de investigadores como GRECO[1] (Grupo de estudios de crecimiento económico colombiano) del Banco de la República que en febrero de 1999 publicó unas series estadísticas (1905-1997) proyectadas con base en modelos econométricos con el fin de presentar series robustas que permitan hacer un análisis completo del siglo XX, eliminando el problema de los cambios de metodologías, por ejemplo; ante la alternativa actual de usar una serie de tasa de inflación medida para 1954-1996 en la cual se han dado varios cambios metodológicos, el reto es construir la misma serie para 1905-1954 (período para el cual no se ha medido la inflación) con el fin de obtener una serie con la misma metodología para 1905-1996. En el estudio también se intentó proyectar el PIB para 1905-1925 a partir de dos modelos econométricos; en el primero se usó la demanda de dinero como variable regresora y para el segundo se usó una función de comercio exterior, sin embargo, en la página 7, aparte 2.2 de dicho estudio se concluye que:

1 GRECO. "El desempeño macroeconómico colombiano. Series estadísticas: 1905 - 1997". Segunda versión. Banco de la República. Febrero de 1999. GRECO (Grupo de estudios de crecimiento económico colombiano)

> Como se deduce de lo anterior, nuestras estimaciones del PIB son precarias y provisionales, útiles mientras surgen las de otros investigadores y derivadas de métodos probablemente más directos y robustos.

Aunque no hay duda que la intención de GRECO y su trabajo es admirable, pues se está tratando de llenar un vacío, no hay duda que la conclusión expuesta revela la imposibilidad, en mi opinión, de construir cifras confiables para años o épocas pasadas en las cuales no existían registros o había poca cultura estadística; por más que se usen modelos sofisticados existentes y otros que se desarrollen en el futuro, siempre quedará la duda sobre qué tan confiables o reales son; a no ser que viajemos en la máquina del tiempo para corroborar si la cifra es correcta o siquiera aproximada. Esto es más difícil que hacer un pronóstico econométrico pues es más fácil construir cifras futuras con base en las actuales y considerar diferentes escenarios dada la abundancia de estadísticas en Colombia y el mundo. Además de GRECO, hay que mencionar a otros investigadores que han hecho trabajos similares, como José Antonio Ocampo, Luis Jorge Garay y unas entidades que continuamente construyen estadísticas, la CEPAL y el FMI, cuyos trabajos son citados en el mismo trabajo de GRECO. Así estas proyecciones sean deficientes, van a ser usadas en este libro. Soy de quienes piensan que es mejor un dato aproximado o deficiente a nada ya que este puede servir de guía. Quienes trabajamos con información estadística estamos acostumbrados a tomar los datos con reserva; sabemos de sus imperfecciones, dadas las dificultades para obtener los datos reales, como también diferimos sobre las metodologías; ¿quién alguna vez no ha dudado de la veracidad de la tasa de desempleo, o no se ha preguntado dónde merca el DANE?

Ahora, dado el creciente número de proyecciones de series para el siglo XX, además del reconocimiento de sus deficiencias, surge la pregunta: ¿Cuál de las presentadas por los diferentes investigadores, es la mejor? No todos se pondrán de acuerdo en la respuesta. Entonces, ¿qué alternativa queda para hacer un estudio del siglo XX? Creo que la única es el usar las estadísticas publicadas por el Banco de la República y el DANE, así no haya información para todos los años o todas las décadas del siglo XX; se puede usar la inflación solamente a partir de 1954 y olvidarse de ésta para la primera mitad del siglo; e igualmente trabajar con el PIB desde 1926.

2. Asumir el riesgo de empalmar algunas series en las que hay cambios metodológicos

Se supone que no se puede empalmar una serie que ha cambiado de metodología dos o tres veces a lo largo del siglo XX como ya se dijo anteriormente. Veamos lo que hicieron para solucionar este problema, Luis Eduardo Arango, Andrés Felipe García y Carlos Esteban Posada[2] en "La metodología de la Encuesta Continua de Hogares y el empalme de las series del mercado laboral urbano de Colombia", investigadores del Banco de la República: compararon las tasas de desempleo, 1984-2005, obtenidas con dos metodologías diferentes, la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) para 1984-2001 y la Encuesta Continua de Hogares (ECH) para 2001-2005. En la página 18 de este trabajo se muestra que la tasa de desempleo con la ENH para marzo 2001 era aproximadamente el 20% y con la ECH era de 17% aproximadamente, es decir, una diferencia de 3 puntos. Las diferencias seguirían existiendo al continuar comparando las dos encuestas, pero lo importante es que independiente de la metodología usada, ambas habrían captado la fuerte reducción de la tasa de desempleo que se da a partir de 2002; ambas mostrarían series con tasas de desempleo decrecientes, la tendencia, así haya diferencia de unos dos puntos porcentuales. Para un estudio de largo plazo, como el que nos proponemos hacer, lo más importante es la tendencia.

Lo mismo ocurre con la inflación: haya cambios en la metodología o en la composición de los bienes de la canasta familiar, las mediciones diferentes captan la inercia, la tendencia de la inflación; si bien es cierto que la inflación puede afectar a unos bienes más que a otros, de todos modos la inflación registrada con la nueva metodología no debe ser muy diferente; da una idea de la inflación aproximada y vale la pena asumir el riesgo de incurrir en un margen de error, a sabiendas, con tal de poder llevar a cabo un ejercicio tentativo. Peor es nada. Tendríamos que esperar varios años o décadas para ver unos procedimientos que sean considerados como correctos para proceder a hacer una evaluación del siglo XX. Con todo respeto y con perdón de los puristas, muchos no estamos dispuestos a esperar tanto tiempo.

2 Arango, Luis Eduardo, García Andrés Felipe y Posada Carlos Esteban (2008). La Metodología de la Encuesta Continua de Hogares y el empalme de las series del mercado laboral urbano de Colombia. Revista Sociedad y Desarrollo. Universidad de los Andes-CEDE.

3. Dejar que los números describan la realidad y que las limitaciones teóricas no restrinjan la econometría ni sus conclusiones

Es importante aclarar que la forma de trabajar la mayoría de los casos ha sido el de permitir que "la econometría hable", usando los modelos teóricos como referencia pero sin limitarse a ellos, por ejemplo, para construir la función consumo o estudiar las variables que afectaron el consumo, se tomaron las variables que la teoría incluye en la función consumo descrita en el capítulo uno, más otras que tradicionalmente no aparecen en los modelos teóricos, esto con el fin de aprovechar las ventajas del software y que las técnicas econométricas seleccionen entre muchas variables candidatas, aquellas estadísticamente significativas, que son capaces de producir efectos insospechados y no tenidos en cuenta por los modelos. Esto es opuesto a lo generalmente practicado en la teoría macroeconómica en la que se plantea un modelo que especifica las variables regresoras, lo que implica descartar otras, para pasar a concluir si un modelo es teóricamente válido o no.

Un problema de la teoría económica es que muchos de los modelos que hoy se siguen usando como referencia fueron creados cuando las técnicas de medición económica no se habían desarrollado, cuando no se practicaban encuestas. La teoría está plagada de supuestos (competencia perfecta, rendimientos constantes a escala, información simétrica, racionalidad) que rara vez se cumplen. Muchos econometristas han caído en el error de manipular los datos con el fin de que la realidad se ajuste a la teoría cuando lo racional sería lo contrario. El desarrollo de la econometría en los últimos treinta años puede demostrar que muchos planteamientos de la teoría clásica-keynesiana de la micro y macro, aunque acertados en lo fundamental, hoy se quedan cortos al describir la realidad pues nuevas variables o factores han aparecido como variables regresoras, además de las sinergias o interacciones (multicolinealidad) que se dan entre las variables que exigen un tratamiento desde el punto de vista econométrico que puede alterar la estructura original del modelo ya sea si descarta las variables descritas por la teoría o se introduce otras. Al dejar que la econometría hable se pone a prueba la teoría y su capacidad de describir la cambiante realidad.

4. El nivel de la econometría usado

Es al nivel de sofisticación de los modelos y de la econometría aplicada en este libro al que tienen acceso mis estudiantes de pregrado en los dos cursos

de econometría en el programa de Economía de la Universidad Libre, seccional Cali. El primer curso (primera mitad del libro de Gujarati) profundiza en la teoría del modelo de regresión por mínimos cuadrados ordinarios y las pruebas de los supuestos; el segundo curso (segunda mitad de Gujarati) tiene un enfoque más aplicado debido a la complejidad matemática de los temas. Me he basado en el mismo enfoque usado en los cursos de pregrado de algunas universidades colombianas, norteamericanas e inglesas.

No se pretende aplicar complejos modelos teóricos sino aquellos prácticos y concluyentes, siguiendo el principio "la belleza" de un modelo econométrico reside en su sencillez y capacidad de aportar resultados pragmáticos y comprensibles. Tampoco se pretende aplicar todas las técnicas econométricas descritas en un libro de econometría sino de usar estrictamente las esenciales que permitan obtener conclusiones claras.

5. Los datos

La materia prima del análisis econométrico son las estadísticas, que para el caso nuestro estas son de fácil consecución y han sido sistematizadas por las fuentes en sus páginas de Internet. Las estadísticas a ser empleadas son nacionales e internacionales:

- Colombianas: Banco de la República, DANE, Departamento Nacional de Planeación y Bolsa de Valores de Colombia. Algunas de las estadísticas del DANE y del Banco de la República han estado sujetas a cambios en la reclasificación y redefinición de cuentas, sin embargo, los cambios no alteran radicalmente la esencia de la serie.
- Extranjeras: Bancos centrales de países que tienen amplio comercio internacional con Colombia como Venezuela y Estados Unidos; la Secretary of Commerce y la Security Exchange Commission, ambas de Estados Unidos.
- Organismos multilaterales: Fondo Monetario Internacional, Banco Mundial.

6. El software

Para la aplicación de los modelos se usó el software "**Eviews 7**" en su última versión. Este software es ampliamente conocido y usado a nivel académico y profesional internacionalmente.

Algunos pares evaluadores sugirieron construir tablas o cuadros con textos en español para presentar los resultados de las regresiones que son publicados en inglés por Eviews; otros profesores que leyeron el borrador y varios estudiantes consultados concluyeron que los cuadros de Eviews tienen una presentación muy "amigable" para el estudiante de econometría, además de la conveniencia de que el estudiante se familiarice con los términos econométricos en inglés, ya que la mayoría de los paquetes econométricos más populares vienen en inglés y no tienen versión en español. La mayoría de los cuadros se presentan en inglés tal como lo hace el Eviews. Al final de cada caso se muestra un cuadro en español que resume las pruebas que deciden si el modelo está bueno o malo.

Importantísimo saber que todos los ejercicios están grabados en un CD que se entrega con el libro, o que podrán ser bajados desde una página web.

Capítulo 1

El marco teórico macroeconómico

1.1. El modelo macroeconómico de Dornbusch - Fischer

En este capítulo se presentan las ecuaciones macroeconómicas básicas a ser tratadas en el libro. Se ha tomado el modelo de oferta y demanda agregada desarrollado por Rudiger Dornbusch y Stanley Fischer en su libro Macroeconomía[1] en sus varias ediciones. El modelo se expone completamente, con el fin de que el lector comprenda que la economía funciona como un sistema integral, compuesto de partes que interactúan. Consta de una serie de ecuaciones sencillas que recogen las variables más importantes de la economía colombiana, tanto del sector real como del monetario y el de comercio exterior. Varias de las funciones detalladas en este capítulo servirán de fundamento teórico para construir las regresiones: función consumo, función de inversión, función de impuestos; funciones de exportaciones e importaciones, demanda de dinero; curva de Phillips; demanda y oferta agregada.

La simpleza del modelo coincide con la realidad colombiana que se describe en las publicaciones especializadas y en los medios de comunicación, como se irá demostrando en los siguientes capítulos; por ejemplo, la función de consumo depende de los niveles de ingreso disponible, lo cual es típico de los países en vía de desarrollo y con un sector financiero reducido. En la función de inversión se muestra la alta dependencia de esta variable de las tasas de crédito; las expor-

1 Dornbusch, R, Fischer, S y Startz, R. (2001). Macroeconomía. Octava edición. Editorial McGraw- Hill. Madrid.

taciones son altamente exógenas, pues depende del crecimiento de Venezuela y Estados Unidos.

En las ecuaciones del sector monetario se da un papel preponderante a la tasa de crecimiento de los medios de pago y su impacto en la tasa de inflación, hecho que concuerda con la realidad colombiana. Igualmente, el modelo plantea una forma simple y práctica de hallar la tasa natural de desempleo y el producto interno bruto potencial; los resultados obtenidos son bastante cercanos a la realidad colombiana.

La curva de demanda agregada

1. **Función Consumo**: $C = Co + c.Yd$; Co = intercepto; c = propensión marginal al consumo; Yd = ingreso disponible.
2. **Ingreso Disponible**: $Yd = Y - T - TR$; Y = ingreso hogares; T = monto de impuestos sobre el ingreso, renta y patrimonio; TR = transferencias a salud y fondos de pensiones.
3. **Función de Inversión**: $I = Io - br$; I = nivel de inversión privada o Formación Interna Bruta de Capital; b = pendiente de la función; r = tasa real de crédito.
4. **Gasto Público**: $G = Go$; Go es un valor determinado exógenamente por el Gobierno.
5. **Función de Impuestos:** $T = To + t\ (Y)$; To = Impuestos indirectos; t = Tasa de impuesto a la renta; Y = nivel de ingreso.
6. **Tasa de Interés Nominal:** $i = r + \pi^e$; r = tasa de interés real ; π^e = expectativas inflacionarias.
7. **Exportaciones**: $X = Xo + jTC$; Xo = exportaciones autónomas; TC = tasa de cambio nominal (peso colombiano / US dólar); j = pendiente de la tasa de cambio o sensibilidad de las exportaciones ante cambios (devaluación o revaluación) en la tasa de cambio nominal.
8. **Importaciones.** $M = Mo + mY$; Mo = importaciones autónomas; m = propensión marginal a importar, Y = Producto Interno Bruto.
9. **Identidad Contable de las Cuentas Nacionales.** $Y = C + I + G + X - M$.
10. **La Curva IS**. Resultado de la sustitución de las ecuaciones anteriores en la identidad contable; la IS representa el equilibrio en el sector real.

$$Y = Co + c(Y - To - tY) + Io - br + Go + Xo + jTC - Mo - mY$$

$$Y - cY + ctY + mY = Co - bTo + Io - br + Go + Xo + jTC - Mo$$

$$Y(1 - c + ct + m) = Co - bTo + Io - br + Go + Xo + jTC - Mo$$

$$Y = [\ 1 / (\ 1 - c + ct + m)\ ] * (\ Co - bTo + Io + Go - br + Xo + jTC - Mo)$$

$$\rightarrow Y = \bar{\alpha}\ (\bar{A} - br\ )$$

Donde

$$\bar{\alpha} = [\ 1 / (\ 1 - c + ct + m)\ ]\ ;\ \bar{A} = (\ Co - bTo + Io + Go + Xo + jTC - Mo\ )$$

$$Y = \bar{\alpha}\ [\bar{A} - b(i - \pi^e)] = \bar{\alpha}\ [\bar{A} - bi + b\pi^e\ ]$$, es la curva IS.

11. **La Curva LM.** Representa el equilibrio del sector monetario

M = cantidad de dinero; P = índice de precios; Y = nivel de ingreso, i = tasa de interés de rentabilidad de portafolios de activos financieros.

Demanda de dinero motivo transacción: $L(y) = K(y)$

Demanda de dinero motivo especulación. $L(i) = -\ h(i)$

Demanda de dinero total: $L(\ y,\ i) = Ky - hi$

$$\frac{M}{P} = Ky - hi \rightarrow hi = Ky - \frac{M}{P} \rightarrow i = \frac{1}{h}\left[Ky - \frac{M}{P}\right]$$

12. **La Curva de Demanda Agregada Estática**: Muestra una relación inversa entre la tasa de inflación y la tasa de crecimiento del PIB real. Se obtiene reemplazando la LM en la IS,

$$Y = \bar{\alpha}\left[\bar{A} - \frac{b}{h}\left[Ky - \frac{M}{P}\right] + b\pi^e\right] = \bar{\alpha}\left[\bar{A} - \frac{b}{h}\ Ky + \frac{bM}{hP} + b\pi^e\right]$$

$$Y = \bar{\alpha}\ \ \bar{A} - \frac{\bar{\alpha}\ b\ Ky}{h} + \frac{\bar{\alpha}\ b\ M}{hP} + \bar{\alpha}\ \pi^e$$

$$Y + \frac{\bar{\alpha}\ b\ Ky}{h} = \bar{\alpha}\left[\bar{A} + \frac{b\ M}{hP} + b\ \pi^e\right]$$

$$Y\left[1 + \frac{\bar{\alpha}\ b\ K}{h}\right] = \bar{\alpha}\left[\bar{A} + \frac{b\ M}{hP} + b\ \pi^e\right] \rightarrow Y = \gamma'\left[\bar{A} + \frac{b\ M}{hP} + b\ \pi^e\right]$$

A = Demanda autónoma, $\frac{bM}{hP}$ = Saldos reales, $b\ \pi^e$ = Expectativas

$$\text{Donde } \gamma' = \frac{\bar{\alpha}}{1 + \frac{\alpha\, b\, K}{h}}$$

13. **La Curva de Demanda Agregada Dinámica**: Es necesario transformar las variables en cambios porcentuales o diferencias logarítmicas con el fin de obtener variables estacionarias.

- Si la cantidad de dinero se deflacta, $\mu = \frac{M}{P}$, sigue que $ln\,\mu = lnM - lnP$, o simplificando la notación, $\mu = (m\text{-}\pi)$ = Variación de los saldos reales.
- Para la política fiscal, f = variación de la política fiscal
- Variación de las expectativas inflacionarias: $\Delta\,\pi^e$ = Variación de π^e
- Variación del PIB: $\Delta\,Y = Y_t - Y_{t-1}$

Simplificando el $\bar{A}$: haciendo todos las variables igual a cero y dejando solamente $AG = f$, dado $\Delta\,Y = Y_t - Y_{t-1}$

Si $Y = \gamma' \left[\bar{A} + \frac{b\,M}{hP} + b\,\pi^e \right]$ es expresada en términos de variaciones, tenemos que:

$$\Delta\,Y_t = \sigma f + \varnothing\,(m - \pi) + n\,(\Delta\,\pi^e)$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \sigma f + \varnothing\,(m - \pi) + n\,(\Delta\,\pi^e)$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \sigma f + \varnothing\,(m - \pi) + n\,(\Delta\,\pi^e)$$

es la curva de **Demanda Agregada Dinámica.**

Ahora: Omitiendo $\Delta\,\pi^e$; y haciendo $f=0$, o sea no hay cambios en la política fiscal; es decir, la tasa de crecimiento de G es constante.

$$Yt = Yt\text{-}1 + \varnothing\,(m - \pi)$$

Al despejar π, se podrá expresar la demanda agregada con la inflación como variable dependiente:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varnothing m - \varnothing\pi$$

$$\varnothing\pi = \varnothing m + Y_{t-1} - Y_t$$

$$\pi = \frac{\varnothing m + Y_{t-1} - Y_t}{\varnothing} = m + \frac{1}{\varnothing}\,(Y_t - Y_{t-1})$$

$$\pi = m + \frac{1}{\varnothing}\,(Y_{t-1} - Y_t) \quad \text{ó} \quad \pi = m + \frac{1}{\varnothing}\,(Y_t - Y_{t-1})$$

Si $Yt = Y_{t-1} \rightarrow m = \pi$, o sea, $+\,\Delta\,m = +\,\Delta\,\pi$, un cambio en la oferta de dinero produce un cambio en la tasa de inflación de igual magnitud.

Ahora, originalmente se tenía que:

$$Y_t = Y_{t-1} + \sigma f + \varnothing m - \varnothing\pi + n\,(\Delta\pi^e)$$

$$\varnothing\pi = Y_{t-1} - Y_t + \sigma f + \varnothing m + n\,(\Delta\pi^e)$$

$$\pi = m + \frac{1}{\varnothing}\left[Y_{t-1} - Y_t + \sigma f + n\,(\Delta\pi^e) \right]$$

$$\pi = m - \frac{1}{\varnothing}\left[Y_t - Y_{t-1} - \sigma f - n\,(\Delta\pi^e) \right]$$

$$\text{Si } Y_t = Y_{t-1}: \quad \pi = m - \frac{1}{\varnothing}\left[-\sigma f - n\,(\Delta\pi^e) \right]$$

La ecuación de la demanda agregada muestra que m es la mayor causante de inflación, mientras que el Gasto público, π^e y la tasa de crecimiento del PIB aumentan la inflación en menor proporción. Un estancamiento en la producción, por ejemplo, $Y_t = Y_{t-1}$, incrementaría la amenaza inflacionaria.

La curva de oferta agregada

Muestra una relación directa entra la tasa de inflación y la tasa de crecimiento del PIB real. Se construye con base en:

- La curva de Phillips: que relaciona *Tasa de Variación* de salarios con la tasa de desempleo
- La relación entre la tasa de desempleo y la producción: la producción es mayor cuando baja la tasa de desempleo
- El supuesto de fijación de precios con ***mark-up*** por el que los precios de las empresas están basados en los costos de trabajo y son más altos cuanto más alto es el salario

1. **La tasa de cambio porcentual de los salarios nominales**, w, es:

$$w = \frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}}$$, donde W es el salario nominal del período t.

2. **La Curva de Philips**

$w = -\varepsilon\ (U - \overline{U})$, U = tasa de desempleo; $\overline{U}$ = Tasa natural de desempleo.

También se puede expresar como: $\pi = -\ \varepsilon\ (U - \overline{U})$.

3. **Integrando las ecuaciones anteriores**, se obtiene la curva de Philips expresada en términos de salarios e inflación.

$$w_t = \frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}} = -\ \varepsilon\ (U - \overline{U}) \quad \rightarrow \quad W_t = W_{t-1}\left[1 - \varepsilon\ (U - \overline{U})\right]$$

$$\pi = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}} = -\ \varepsilon\ (U - \overline{U}) \quad \rightarrow \quad P_t = P_{t-1}\left[1 - \varepsilon\ (U - \overline{U})\right]$$

La Curva de Phillips[2] modificada o de expectativas aumentadas se expresa así:

(1) $d\pi_t = \pi_t - \pi_t^e = \beta_2\ [UN_t - \overline{U}\ ] + \varepsilon_t$, donde $d\pi_t$ es cambio en la tasa de inflación.

Como π_t^e no es registrada o no es observada directamente, se asume que $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ y se sustituye en la ecuación anterior, transformándola en:

(2) $d\pi_t = \pi_t - \pi_{t-1} = \beta_2\ [UN_t - \overline{U}\ ] + \varepsilon_t$.

Para regresión lineal, se escribe:

(3) $d\pi_t = \beta_1 + \beta_2\ UN_t + \varepsilon_t$, la cual implica que: $\beta_2\ [UN_t - \overline{U}\ ] = \beta_1 + \beta_2\ UN_t$

despejando: $\beta_1 = -\ \beta_2\ \overline{U} \rightarrow = (\ \beta_1 / -\ \beta_2\ )$, el cual es un estimador de la tasa natural de desempleo.

4. **Tasa de desempleo efectivo**

$$U = \frac{FL - N}{FL}$$; dado que $FL > N$; donde,

FL = Fuerza Laboral Total o población económicamente activa, PEA.

N = Número de empleados

$FL - N$ = Desempleados.

2 Gujarati, Damodar (2004). Econometría Básica. Ed. McGraw-Hill.

5. **Tasa Natural de Desempleo, $\overline{U}$**

$$\overline{U} = \frac{FL - \overline{N}}{FL}$$

$\overline{N}$ = Empleo de pleno empleo clásico

$\overline{U}$ = Desempleo de pleno empleo clásico

Sustituyendo tenemos que:

$$w_t = \frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}} = -\ \varepsilon\left[\frac{FL - N}{FL} - \frac{FL - \overline{N}}{FL}\right] = -\ \varepsilon\left[\frac{\overline{N} - N}{FL}\right]$$

$$w_t = W_t - W_{t-1} = -\ \varepsilon\ W_{t-1}\left[\frac{\overline{N} - N}{FL}\right]$$

$$W_t = W_{t-1} - \varepsilon\ W_{t-1}\left[\frac{\overline{N} - N}{FL}\right] \quad \rightarrow \quad W_t = W_{t-1}\left[1 + \varepsilon\left[\frac{N - \overline{N}}{FL}\right]\right]$$

Se ha obtenido la curva de Phillips como una relación entre el salario de este período, el del período anterior y el nivel de empleo efectivo.

6. **La Función de Producción:** Y = a.N. El nivel de producción es proporcional a la cantidad de empleados utilizados.

$$\alpha = \frac{Y}{N} = \frac{Producción\ \ Total}{Número\ \ empleados}$$ = Producción por empleado (en unidades)

7. **Margen Bruto de Beneficio (Mark-up)**

$$P_t = \frac{(1 + z)\ W}{\alpha}$$, P = precio unitario, W = Costo total de producción laboral que se reduce estrictamente al salario por unidad producida.

z = mark-up o margen sobre el costo total de producción. Se constituye en la utilidad del productor.

$$\frac{W}{\alpha} = \frac{Costo\ /\ obrero}{Unidad\ /\ obrero}$$, es decir, el costo laboral unitario

$$P_t = \frac{W}{\alpha} = (1 + z) = \frac{W}{\alpha} + \frac{W}{\alpha}\ .\ z$$

A partir de que $P_t = \dfrac{(1+z)\,W_t}{\alpha}$, rezagando un período, $P_{t-1} = \dfrac{(1+z)\,W_{t-1}}{\alpha}$

se tiene que: $P_t = P_{t-1}\left[1 - \varepsilon\,(U - \overline{U})\right]$, sustituyendo

$$P_t = \underbrace{\frac{(1+z)\,W_t}{\alpha}}_{P_{t-1}} \cdot \left[1 + \varepsilon\left[\frac{N - \overline{N}}{FL}\right]\right]$$

$$P_t = P_{t-1}\left[1 + \varepsilon\left[\frac{N - \overline{N}}{FL}\right]\right]$$

- Ahora sí se puede establecer relaciones entre la producción y el nivel de empleo con base en $Y = a\,.\,N$; tanto Y como N se integran con una tasa de desempleo cualquiera, U.
- $\overline{Y} = a\,.\,\overline{N}$; a la tasa natural de desempleo, $\overline{U}$, le corresponden $\overline{Y}, \overline{N}$, donde $\overline{Y}$ es la tasa de crecimiento del PIB real llamada **tasa potencial**; $\overline{N}$ es el nivel de empleo de mano de obra correspondiente a esa tasa de crecimiento del PIB real.
- $FY = a\,.\,FL$; si se empleara la fuerza laboral completa (FL) se alcanzaría su nivel de producción correspondiente, FY.

Derivando,..... $N = \dfrac{Y}{\alpha}$; $\overline{N} = \dfrac{\overline{Y}}{\alpha}$; $N = \dfrac{FY}{\alpha} = FL$

Sustituyendo las anteriores ecuaciones en la curva de Philips en términos de precios,

$$P_t = P_{t-1}\left[1 + \varepsilon\left[\frac{Y/\alpha - \overline{Y}/\alpha}{FY/\alpha}\right]\right]$$

$P_t = P_{t-1}\left[1 + \varepsilon\left[\dfrac{Y - \overline{Y}}{FY}\right]\right]$; haciendo $\lambda = \dfrac{\varepsilon}{FY}$, se llega a la curva de la oferta agregada porque muestra niveles de precios.

8. **Curva de Oferta Agregada y el PIB Potencial**

$P_t = P_{t-1}\,[1 + \lambda\,(Y_t - \overline{Y})]$, o su equivalente, $\pi_t = \lambda\,(Y_t - \overline{Y})$

Para la construcción empírica de la curva, se hace un tranformación similar a la de la curva de Philips.

(1) $d\pi_t = \pi_t - \pi_t^e = \lambda\,(Y_t - \overline{Y}) + \varepsilon_t$

Como π_t^e no es registrada o no es observada directamente, se asume que $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ y se sustituye en la ecuación anterior, transformándola en:

(2) $d\pi_t = \pi_t - \pi_{t-1} = \beta_1 + \lambda Y_t + \varepsilon_t$,

la cual implica que: $\lambda\,(Y_t - \overline{Y}) = \beta_1 + \lambda\,Y_t$. Usando la metodología de Blanchard, la ecuación (2) será usada para las regresiones y a partir de sus resultados se puede obtener el **PIB potencial** aproximado, despejando:

$$\beta = -\lambda\,\overline{Y} \quad \rightarrow \quad \overline{Y} = (\beta_1 / -\lambda)$$

Bibliografía

Blanchard, Olivier (1997). Macroeconomics, Prentice Hall, Englewood Cliffs, N.J. Capítulo 17.

De Gregorio, José (2007). Macroeconomía. Teoría y Políticas, Pearson Educación, Prentice-Hall.

Capítulo 2

Resumen econométrico

2.1. El modelo econométrico básico. Mínimos cuadrados ordinarios[1, 2]

El objetivo de la econometría es cuantificar la teoría económica, es decir, expresar en números las ecuaciones usadas en todas las ramas de la macroeconomía, microeconomía, finanzas, economía internacional, etc. El modelo básico es el de Mínimos Cuadrados Ordinarios (de ahora en adelante, MCO). Este modelo puede tener varias clasificaciones: lineal o no; usar una sola variable explicativa o regresora (MCO simple) o varias regresoras (MCO múltiple) y además ser el punto de partida de muchos modelos transformados, los cuales sería imposible resumir aquí, sin embargo, el modelo más sencillo se escribe:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \gamma_i X_{t-i} + U_t \text{, donde:}$$

Y_t: variable dependiente actual $(t= 0)$
Y_{t-i}: variables dependientes rezagadas $(t = -1, -2, \ldots)$
X_{t-i}: variables independientes actuales $(t= 0)$ y rezagadas $(t = -1, -2, \ldots)$
α, β, γ : coeficientes (intercepto y pendientes de las regresoras)
U_t: residuo de la regresión

1 Greene, William H. (2000). Econometric Analysis, cuarta edición. Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.

2 Gujarati, Damodar (2004). Econometría básica. Ed. McGraw-Hill.

Un modelo busca replicar el comportamiento de los datos reales o históricos, lo que de por sí es difícil; lo normal será la existencia de residuos (0 errores) que muestran lo imperfecto del modelo, es decir, la diferencia entre los datos reales y el modelo. Los coeficientes (α, β, γ) del modelo MCO se obtienen de un proceso matemático que lleva a la minimización de los residuos. En toda regresión, los residuos representan a aquellos factores o variables, que aunque pueden explicar a la variable dependiente en el mundo real, en el modelo no han sido identificadas o específicadas como regresoras o explicativas y cuyo efecto no será medido por el coeficiente de determinación (ver más adelante).

Como toda regresión lineal, estas deben cumplir ciertos requisitos o supuestos que hagan válidos los estimadores arrojados por la regresión.

a. **El promedio aritmético de los residuos tiende a cero.** $E(U\,i) = 0$.

b. **No multicolinealidad.** $Cov\,(Xi, Xj) = 0$ para $i \neq j$. La covarianza entre las variables regresoras debe ser igual a cero.

c. **No correlación entre variables regresoras y residuos.** $Cov\,(X\,i, U\,i) = 0$. Las variables regresoras (Xs, Xs rezagadas, Ys rezagadas) y los residuos no deben estar correlacionados; su covarianza (cov) debe ser igual a cero.

d. **No autocorrelación serial de los residuos.** $Cov\,(Ui,Uj)=0$, para $i \neq j$. La covarianza entre los residuos debe ser igual a cero.

e. **Homocedasticidad de los residuos.** $Var\,(U\,i) = \sigma^2$. La varianza de los residuos debe ser igual a un número constante positivo.

f. **Distribución normal de los residuos.** $U\,i \sim N\,(0, \sigma 2)$. Los residuos deben tener una distribución normal (media igual a cero y varianza).

El cumplimiento de estos supuestos se realiza mediante unas pruebas (que se explicarán más adelante) que enfrentan dos hipótesis o plantemientos opuestos. La hipótesis nula (Ho) equivale a la hipótesis planteada mientras que la hipótesis alternativa (Ha) toma la posición contraria. En el siguiente aparte se detallará las hipótesis para cada prueba y como saber si se aceptan o se rechazan.

El incumplimiento de los supuestos de los residuos (autocorrelación y heterocedasticidad) puede solucionarse en algunos casos con transformaciones de las

variables que incluyen diferenciaciones logarítmicas y aritméticas, pero muchas veces esto no es suficiente y se complica con la escasez de variables apropiadas, lo que obliga, en aras de cumplir los supuestos, a incluir a los residuos como regresoras lográndose no solamente cumplir con los supuestos sino también mejorar el coeficiente de determinación de la regresión. Esto se verá en los ejemplos.

2.2. Pasos generales para la construcción de modelos estructurales econométricos

A continuación se describe una secuencia de pasos a seguir con tal de construir un modelo econométrico, sin embargo, es importante aclarar que la puesta en práctica de la secuencia no es fluida; se requiere hacer regresiones exploratorias con tal de detectar problemas que algunas variables podrían causar (multicolinealidad, signos equivocados de acuerdo con la teoría económica y financiera, insignificancia de una variable, el óptimo número de rezagos a usar en algunas pruebas, etc.). Lo anterior da a entender que además de conocer la teoría económica, financiera y econométrica, es necesaria la práctica continua en la construcción de modelos con tal de desarrollar habilidades que permiten olfatear las variables adecuadas. La suma de todo esto es lo que se denomina experiencia. Es sorprendente cómo se pueden desarrollar modelos empíricos, tanto estructurales como de pronóstico, que dan mejores resultados que los teóricos; por lo tanto no es raro encontrar econometristas que guarden con recelo "sus modelos" ya que pueden obtener una ventaja competitiva con ellos

1. Exploración de los modelos teóricos

Las formulaciones teóricas son la guía para escoger las variables que queremos integrar en un modelo econométrico. Las teorías o fórmulas económicas y financieras se han ido construyendo a medida que las hipótesis han sido examinadas por la econometría; es ésta la que corrobora, por ejemplo, que una variable presente un signo positivo o negativo en la ecuación. Generalmente, los libros teóricos no presentan las regresiones relacionadas al tema por lo que el estudiante ignora esta relación. Inicialmente, la teoría nos señala cuáles son las variables dependientes e independientes. Hay que tener en cuenta que los planteamientos teóricos siempre se quedan cortos en cuanto a la realidad por el uso y el abuso de supuestos y restricciones, por las limitaciones propias del análisis propuesto, etc. En fin, hay una

cantidad de variables que no son tenidas en cuenta en la teoría pero que pueden ser introducidas en el modelo y descubrir nuevas relaciones que sean científicamente sustentadas; este es precisamente el reto del econometrista aplicado, superar los planteamietos teóricos y desarrollar sus propios modelos, aplicables a su realidad regional, empresarial o personal.

2. Determinar la estructura de las series originales

Tomar las series sin transformación en logaritmos o diferencias logarítmicas o aritméticas. Se corre una regresión con Mínimos Cuadrados Ordinarios[3] (MCO) en la que la variable analizada se define como variable dependiente. La regresión incluye intercepto, tendencia y valores rezagados de la variable dependiente. El objetivo es probar si el intercepto y la tendencia son estadísticamente significativos, conclusión importante para proceder a la prueba de estacionariedad. En esta etapa no es de interés el mirar otros indicadores de las regresiones que indiquen autocorrelación serial, heterocedasticidad, etc.

3. Prueba de estacionariedad

Los libros principalmente explican las pruebas de Dickey-Fuller Aumentado[4] (ADF, por sus siglas en inglés) y la de Phillips-Perron[5] (PP); secundariamente la prueba de KPSS[6] pero lamentablemente las tres no arrojan los mismos resultados,[7, 8] además de presentar sesgos de acuerdo con la inclusión de intercepto, tendencia, etc. razón por la que se desarrollaron la prueba Elliott-Rothenberg-Stock[9] (ERS) y

3 Gujarati, Idem. pp. 131-132. Damodar N. Econometría. p. 131. Cuarta Edición, McGraw-Hill Interamericana.

4 Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Journal of the American Statistical Association, 74, p. 427–431. Ver Gujarati, Idem. pp. 791-792.

5 P. Perron (1988). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 297–332.

6 D. Kwiatkowski, P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. Journal of Econometrics 54, 159–178.

7 Choi, In (1992). Effects of Data Aggregation on the Power of Tests for a Unit Root. A Simulation Study. The Ohio State University, Columbus OH, USA. Economics Letters 40, 397-401 North-Holland.

8 Perron, P. and S. Ng (1996). Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and their Local Asymptotic Properties. Review of Economic Studies, 63, 435-463.

9 Elliot, G., T.J. Rothenberg, and J.H. Stock (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. Econometrica, 64, 813-836.

la de Ng-Perron[10] (NP) que corrigen las fallas. Básicamente las pruebas examinan las hipótesis nula (Ho) y alternativa (Ha) al 95% o lo que es lo mismo con un coeficiente de significancia del 5%.

- Ho: variable no estacionaria (presencia de raíz unitaria)
- Ha: variable estacionaria (no presencia de raíz unitaria)

Tanto ADF como PP se pueden comprender alternativamente a través de la prueba de Mackinnon[11] (1996) que establece el valor-p que indica las probabilidades de aceptar Ho para Dickey-Fuller y la ADF. El valor-p[12] (P-value), publicado como Prob*, es más fácil de interpretar; por ejemplo se escoge un nivel del 5%:

- Si la Prob* > 0.05 (léase mayor del 5%), se acepta Ho, entonces la variable no es estacionaria
- Si la Prob* < 0.05 (léase menor del 5%), se acepta Ha, entonces la variable sí es estacionaria

Como las pruebas KPSS, ERS y NP no presentan valor-p sino estimaciones con base en tablas desarrolladas por los autores, téngase presente que para las tres, dadas:

- Ho: la variable de interés tiene raíz unitaria
- Ha: la variable es estacionaria

Para las siguientes pruebas, se rechaza Ho si el valor de (ADF, PP, ERS, NP) < valor crítico al 1%, 5% y 10%. Dadas las reconocidas deficiencias de ADF, PP y KPSS, se trabajará con la ERS, la cual a su vez es más fácil de usar que la NP. Es importante aclarar que estas pruebas a su vez usan algunos criterios de información (Akaike, Schwarz y otros) para establecer el número de rezagos, de los cuales se selecciona Schwarz por razones que se detallarán más adelante.

Las pruebas de estacionariedad mencionadas se aplican al considerar: (1): solamente el intercepto es significativo, (2): ambos, el intercepto y la tendencia

10 Ng, S., and P. Perron (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. Econometrica, 69, 1519-1554.

11 MacKinnon, J.G. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. Journal of Applied Econometrics, 11, 601-618.

12 Gujarati, Ibid. pp.131-132.

son significativos, (3): ninguno es significativo, razón por la cual los cuadros que presentan los resultados especifican si el intercepto (constant) o la tendencia (linear trend) fueron significativos y tenidos en cuenta para ejecutar la prueba de estacionariedad.

De concluirse que la variable es estacionaria o integrada de orden cero, I(0), se puede continuar trabajando con la serie original, de lo contrario, de no ser estacionaria o integrada de orden superior a cero, I(1) o I(2), es necesaria su transformación en logaritmos o diferencia logarítmica o cambios porcentuales, hasta que se obtenga una serie estacionaria.

Es importante aclarar que la mayoría de las series financieras y económicas no son estacionarias, por lo tanto construir una curva de oferta o demanda con las series originales, por ejemplo, precio y cantidad, que generalmente no son estacionarias, lleva a errores pues los coeficientes betas o estimadores de la regresión no son confiables estadísticamente por ser muy volátiles y lleva a conclusiones erradas, por el contrario, expresar la variable en logaritmos permite hallar las elasticidades precio e ingreso y el usar las diferencias logarítmicas expresa los coeficientes en cambios porcentuales o tasas. En conclusión, la transformación es imperativa.

4. Correlaciones entre las variables. Supuesto de No Multicolinealidad

Mirar las correlaciones entre las variables da una primera información sobre qué tan cercanas o alejadas se encuentran las variables entre ellas, es decir, cuán dependientes son entre sí; además, un signo positivo (negativo) de las correlaciones indica que hay relación directa (inversa) entre ellas, es decir, si el valor de una variable se incrementa el valor de la otra aumenta (disminuye). También puede darse que la correlación sea muy cercana a cero, lo cual indica la independencia entre ellas o sea ninguna relación. Por el contrario, una alta correlación (cercana a menos uno (-1) o a más uno (+1)) entre las variables da señales de presencia de multicolinealidad lo cual es una violación del supuesto, que de no corregirse, producirá una regresión fallida y evitará el cumplimiento de los demás supuestos.

Cualquier libro de econometría explica que la multicolinealidad genera estimadores poco confiables (alta varianza), sin embargo, no todo el mundo está de acuerdo sobre cómo tratar la multicolinealidad. Algunos econometristas con tal de obtener resultados que dupliquen la teoría, presentan regresiones con variables multicolineales así no sean significativas y con el riesgo de violar los otros supuestos de los residuos. El enfoque de este libro es totalmente contrario y se hace lo que algunos textos de econometría recomiendan: eliminar la multicolinealidad, seleccionando las variables que permitan obtener regresiones con coeficientes significativos y de mínima varianza, no importa si se descartan variables del modelo y son reemplazadas por otras. El objetivo es obtener el mejor modelo desde el punto de vista econométrico; la realidad representada en los números no se puede cambiar, lo que hay que cambiar o reformar es la teoría, ya que esta no describe la realidad. Por ejemplo, la multicolinealidad entre las variables (capital y mano de obra) de la función de producción Cobb-Douglas en algunos casos hace inviable obtener regresiones sólidas, lo que obliga a un replanteamiento del modelo y a la inclusión de otras variables.

5. La prueba de Causalidad de Granger[13]

Este es un sistema de dos (o más) ecuaciones para dos (o más) variables en el que hay una ecuación para cada variable. Cada variable es dependiente de sus propios rezagos y de los rezagos de la otra variable. No explica una causalidad en el sentido estricto de la palabra, como en el caso de la regresión, sino que mide la capacidad de cada variable de dar información sobre la otra. Esta prueba implica la existencia de **cointegración** la cual se define en términos económicos como una relación de largo plazo o de equilibrio entre un conjunto de variables (incluye dependiente y regresoras). La prueba de Granger empíricamente se complementa con la prueba de cointegración de Johansen explicada más adelante.

(1) $$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \gamma_i X_{t-i} + U_{1t}$$

(2) $$Y_t = \alpha' + \sum_{i=1}^{k} \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \theta_i X_{t-i} + U_{2t}$$

Las hipótesis para la prueba de Granger, son las siguientes:

- Ho = Yt no causa Granger Xt
- H_A = Xt no causa Granger Yt

13 Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Mocdels and Cross-Spectral Methods. Econometrica, Julio 1969, pp. 424-438. Léase también Gujarati, Idem. pp. 671-677.

Para realizar la prueba de Granger es importante aplicar los Criterios de Información de Akaike[14] y Schwarz[15] (aunque Schwarz será el preferido, ver siguiente punto) con el fin de determinar el número óptimo de rezagos para el sistema de ecuaciones. En el Eviews, este criterio se obtiene en el módulo del VAR (Vectores Autorregresivos). Recuérdese que los modelos VAR se derivan del planteamiento de Granger.

Granger, sin embargo, presenta una limitación: fue diseñada para dos variables y puede producir conclusiones erradas cuando se trabaja con tres o más variables para lo cual es mejor usar la prueba de Johansen-Joselius que a su vez se fundamenta en el VAR.

6. Criterios de Información de Akaike[14] (AIC) y Schwarz (SIC)[15]

Compiten con el coeficiente de determinación ajustado para seleccionar el mejor modelo. El de Akaike se define: ln AIC = (2k /n) + ln(SRC / n), donde "ln AIC" es el logaritmo natural de AIC; SRC es la suma de los residuos al cuadrado; n es el número de datos; (2k/n) es el factor de penalización por añadir más regresoras. La penalización es mayor que la del coeficiente de determinación.

El criterio de Schwarz se define: ln CIS = (k/n)ln (n) + ln (SRC / n); donde (k/n)ln (n) es el factor de penalización que es mayor que el de Akaike. En el análisis de los modelos, se usa para escoger la longitud del rezago, escogiendo aquella propuesta de número de rezagos con el más bajo valor de AIC y SIC.

A pesar de que ambos son usados, para efectos de los ejemplos en este trabajo, **se usará solamente el de Schwarz, basado en la amplia bibliografía que demuestra que el SIC produce mejores resultados que el AIC.**[16]

14 Akaike, H. (1974). A New Look at the Statistical Model Identification. IEEE Transactions on Automatic Control AC-19: 716-723. Ver Gujatati, Idem. pp. 517.

15 Schwarz, Gideon E. (1978). Estimating the dimension of a model. Annals of Statistics 6 (2): 461–464.

16 Koehler, Anne B. and Murphree, E.S. (1988). A comparison of the Akaike and Schwarz criteria for selecting model order. Applied Statistics, 37, 187-195.

7. La Prueba de Cointegración de Johansen y Juselius[17]

Engle and Granger[18] (1987) establecieron que la combinación lineal de dos o más series no estacionarias puede ser estacionaria. La combinación lineal es llamada la ecuación de cointegración, que como ya se dijo, es una relación de equilibrio o relación de largo plazo entre un grupo de variables.

Este libro no es el espacio para desarrollar los tecnicismos de esta prueba, de por sí complejos; no nos interesa el proceso matemático sino entender el concepto y hacer un uso práctico de los resultados: veamos cómo usarla. EViews considera los cinco siguientes casos determinísticos de tendencia estimados por Johansen[19] (1995, p 80-84):

Caso 1: El nivel de datos y_t no tiene tendencias determinísticas y las ecuaciones de cointegración no tienen interceptos:

$$H2(r): \pi y_{t-1} + \beta x_t = \alpha\beta' y_{t-1}$$

Caso 2: El nivel de datos y_t no tiene tendencia determinística y las ecuaciones de cointegración tienen interceptos:

$$H1^*(r): \pi y_{t-1} + \beta x_t = \alpha\,(\beta' y_{t-1} + \rho_0)$$

Caso 3: El nivel de datos y_t tiene tendencias lineales pero las ecuaciones de cointegración sólo tienen interceptos:

$$H1(r): \pi y_{t-1} + \beta x_t = \alpha\,(\beta' y_{t-1} + \rho_0) + \alpha_1\gamma_0$$

Caso 4: El nivel de datos y_t y las ecuaciones de cointegración tienen tendencias lineales:

$$H^*(r): \pi y_{t-1} + \beta x_t = \alpha\,(\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_1\gamma_0$$

Caso 5: El nivel de datos y_t tiene tendencias cuadráticas y las ecuaciones de cointegración tienen tendencias lineales:

$$H(r): \pi y_{t-1} + \beta x_t = \alpha\,(\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_1(\gamma_0 + \gamma_1 t)$$

17 Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economics Dynamics and Control. Vol. 12, pp. 231-54, June-September.

18 Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987). Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing. Econometrica 55 (March), pp. 251-276. Ver Gujarati, Idem. pp. 797-798.

19 Johansen, S. (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. New York: Oxford University Press.

El problema es que a veces es difícil decidir cuál de los cinco casos es el apropiado para evaluar el modelo; Eviews muestra un cuadro con el resumen de los resultados de las cinco alternativas. El cuadro resumen es el que se presenta a lo largo del libro. El criterio decisorio es el número de relaciones (o vectores) de cointegración de cada caso apoyado por los criterios de Akaike, Schwarz y otros. Para una interpretación empírica del cuadro, la existencia de una o más relaciones de cointegración significa la presencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables, justificándose la construcción de un modelo, es decir, hacer regresiones entre las variables.

8. Regresiones

Después de demostrarse que existen relaciones entre las variables: correlaciones e indicios de cointegración, se puede pasar a correr las regresiones. Se debe ensayar con estructuras lineales y no lineales, intentando con métodos diferentes como mínimos cuadrados ordinarios (MCO), modelos tipo ARCH, modelos de panel, modelos de variables binomiales, etc. Para que la regresión sea válida, se deben hacer pruebas de los supuestos de no autocorrelación serial de los residuos, no multicolinealidad, homocedasticidad y normalidad de los residuos.

Todas las regresiones trabajadas en el libro son uniecuacionales y se puede anticipar que la altísima volatilidad (fuerte presencia de heteroscedasticidad en los residuos) de las variables macroeconómicas colombianas, llevó a la utilización de los modelos EGARCH diseñados para tratar este problema.

2.3. Otras pruebas para medir la validez de las regresiones

Para interpretar los resultados de los cuadros que resumen la bondad de cada modelo o regresión, es importante tener presente lo que intenta demostrarse en cada prueba. En los siguientes renglones hay un resumen conceptual de las principales pruebas que se usan a lo largo del libro; los interesados en los detalles técnicos de cada prueba deben consultar libros de Econometría listados en la bibliografía o, incluso, el mismo Eviews u otro software. Todos ofrecen manuales con explicaciones teóricas y algunos brindan un excelente servicio de ayuda por Internet.

1. La prueba t-Student[20] y el Z-estadístico

- Ho = $\beta 1 = 0$ .La variable no es estadísticamente significativa; la variable regresora no afecta la variable dependiente.
- $H_A = \beta 1 \neq 0$. La variable es significativa; sí afecta la variable dependiente.

2. La prueba F[21]

- Ho = $\beta 1 = 0; \beta 2 = 0 \ldots\ldots \beta K = 0$. Variables conjuntamente no significativas, conjuntamente no tienen efecto sobre la variable dependiente.
- $H_A = \beta 1 \neq 0, \beta 2 \neq 0 \ldots\ldots \beta K \neq 0$. Variables conjuntamente significativas. Conjuntamente si tienen efecto sobre la variable dependiente.

3. El valor-p (p-value)

Este mide **la probabilidad de aceptar la hipótesis nula (Ho)** cualquiera que sea la prueba, por ejemplo, se encuentra al lado derecho de la columna *t-statistic* (o de la *z-statistic*) para indicar la probabilidad de aceptar que los coeficientes de la regresión sean iguales a cero, o al lado de la prueba F para medir la probabilidad de que todos los coeficientes sean iguales a cero; también al lado de la prueba de Breusch-Godfrey para medir la probabilidad de la no correlación serial de alguna serie, etc.

Eviews ejecuta las pruebas t-Student y el Z-estadístico con un nivel de significancia del 5% o nivel de confianza del 95%. Recuerde que el z-estadístico corresponde a la distribución normal para la cual un nivel de confianza del 95% o área bajo la curva de 95% implica un valor z de 1.96, es decir, 1.96 es el valor crítico para un nivel de confianza del 95%. Un valor-p menor al 5%, es decir, 0.05, significa que se acepta la hipótesis alternativa y se rechaza la hipótesis nula, por el contrario, un valor mayor al 5% lleva a la aceptación de la nula, con base en lo

20 La prueba-t, tiene un orígen anecdótico. Fue creada por William Sealy Gosset, un químico inglés que trabajaba para la cervecería Guinness, en Dublín, Irlanda. Creó la fórmula para probar la calidad de la cerveza pero dado que su jefe le exigía mantener el secreto, la publicó con el seudónimo de Student, en la revista Biometrika en 1908. Tomado de Wilkipedia donde se cita el orígen de la historia: Richard Mankiewicz, The Story of Mathematics (Princeton University Press), p.158. Ver ejemplos en Gujarati, Ibid. pp. 128, 243 y 258.

21 Fisher, Ronald A. la planteó en los años 1920s y otros la han adaptado a muchos modelos. Gujarati, Ibid. pp. 245-255.

anterior, los valores-p son opuestos a los de las pruebas t y F; en la medida que los valores de estas aumentan, los valores-p tienden a cero. Téngase en cuenta que algunas veces se hará necesario reducir la exigencia de la prueba y aminorar el nivel de confianza del 95% al 90% con tal de mostrar que una variable puede afectar la variable dependiente con menos fuerza.

4. La prueba de Chow[22]

- Ho = $\beta_1^{(1)} = \beta_1^{(2)}; \beta_2^{(1)} = \beta_2^{(2)}$: Estabilidad estructural de la regresión, es decir, la regresión es válida en los diferentes períodos analizados.
- $H_A = \beta_1^{(1)} \neq \beta_1^{(2)}; \beta_2^{(1)} \neq \beta_2^{(2)}$: No estabilidad estructural; la regresión no es válida en los diferentes períodos pues ha cambiado la relación entre las regresoras y la variable dependiente.

5. La prueba de Breusch-Godfrey[23]

- Ho = No hay autocorrelación serial de los residuos ; $\rho = 0$
- H_A = Sí hay autocorrelación serial de los residuos ; $\rho \neq 0$

6. La prueba de Breusch-Pagan-Godfrey[24]

- Ho = Homocedasticidad de los residuos; $[\ \sigma^2\ ]$
- H_A = Heteroscedasticidad de los residuos; $[\ \sigma^2{}_i\ ]$

7. La prueba de White[25]

- Ho = Homocedasticidad de los residuos $[\ \sigma^2\ ]$
- H_A = Heterocedasticidad de los residuos $[\ \sigma^2{}_i\ ]$

22 Chow, Gregory C. (1960). Test of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. Econometrica, vol. 28, núm. 3, pp. 591-605. Gujarati, Ibid. pp. 263-269.

23 Breusch, T.S. (1979). Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models, Australian Economic Papers, 17, 334–355. Godfrey, L.G. (1978) Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. Econometrica, 46, 1293–1302. Ver Gujarati, Ibid. pp. 455-457.

24 Breusch, T.S.; Pagan, A.R. (1979). Simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. Econometrica (The Econometric Society) 47 (5): 1287–1294. Godfrey L. (1978). Testing for multiplicative heteroskedasticity, Journal of Econometrics, 8, 227-236. Ver Gujarati, Ibid. pp. 396-397.

25 White, Halbert (1980). A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. Econometrica 48 (4): 817–838. Ver Gujarati, ibid. pp. 398-400.

Tanto las pruebas de White o Breusch-Pagan-Godfrey, dan los mismos resultados; el usar una prueba o la otra será resultado de la limitación del número de observaciones, la primera requiere de más datos y hace que el software emita una alerta, que indican que faltan datos para hacer la prueba por lo que se puede ejecutar la segunda prueba.

8. La prueba de Jarque-Bera[26]

Se puede aplicar a cualquier serie, sin embargo, en este libro se aplicará principalmente a los residuos de la regresión como prueba para ver si se cumple el supuesto de normalidad.

- Ho = La serie tiene distribución normal
- H_A = La serie no tiene distribución normal

La calidad de la regresión se determina no solamente por el cumplimiento de los supuestos sino también por unos estadísticos.

- **Coeficiente[27] de determinación R^2.** Su valor fluctúa entre cero y uno. Como su nombre lo indica, mide la capacidad que tienen las variables regresoras para explicar el comportamiento de la variable dependiente. Se usa solamente en regresiones simples. Cuanto más cercano sea el coeficiente a uno, mayor es la capacidad de la regresora para explicar el comportamiento de la variable dependiente. Hay que tener en cuenta que para determinar la calidad de la regresión este coeficiente debe ser mirado junto con otros y los resultados de las pruebas, es decir, que un coeficiente cercano a uno no garantiza la calidad de la regresión.
- **Coeficiente de determinación ajustado[28] o R^2 ajustado (Adjusted R-quared).** Lo mismo que el anterior, pero se usa para regresiones múltiples.
- **Durbin-Watson (DW).[29]** Mide el grado de autocorrelación serial de los residuos. Su valor fluctúa entre cero y cuatro. Un valor alrededor de 2.0, indica que no

26 Jarque, Carlos M.; Bera, Anil K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. International Statistical Review 55 (2): 163–172. Ver Gujarati, Ibid. pp. 141-142.

27 Gujarati, Idem. pp. 80-81.

28 Gujarati, Idem. pp. 209-211.

29 Durbin, J., and Watson, G. S. (1950). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression, I. Biometrika 37, 409–428. Durbin, J., and Watson, G. S. (1951), Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression, II. Biometrika 38, 159–179. Ver Gujarati, Ibid. pp. 450-453.

hay autocorrelación; un valor cercano a cero, señala la existencia de autocorrelación positiva y un valor cercano a cuatro, una cotocorrelación negativa. Este indicador es solamente válido para regresiones en las que las expresiones rezagadas de la variable dependiente no aparecen como variables regresoras, de lo contrario, se usa la prueba de Breusch-Godfrey, ya mencionada.

2.4. Modelos Arch, Garch y Egarch[30]

Las variables macroeconómicas y financieras se caracterizan por no ser estacionarias, son muy volátiles; hay períodos en los que las variables permanecen estables y en otros sufren cambios repentinos. Esto se da por varias razones, entre ellas: la naturaleza propia de la variable, cambios en la tecnología recolectora de datos, el hecho de que en Colombia continuamente cambian las políticas económicas, etc. Esto exige transformaciones de las variables para obtener series estacionarias y otros pasos correctivos tratados en la teoría. Sin embargo, a pesar de las transformaciones, las series siguen presentando cambios en su varianza a lo largo del tiempo; muestran una varianza cambiante que a su vez depende de cambios en la varianza de períodos anteriores, o sea que la varianza cambiante está correlacionada con varianzas anteriores y presentan una estructura autorregresiva. Lo anterior permite hablar de **varianza condicional**, definida como aquella que cambia en el tiempo lo que depende a su vez de sus valores pasados, mientras que la **varianza incondicional** permanece constante.

Ante esto, el uso de MCO no es apropiado; se requiere de modelos que capten esta característica: los modelos ARCH y GARCH[31] (y sus derivaciones) los cuales usan el método de Máxima Verosimilitud.[32] Estos modelos adicionan una segunda ecuación a cada regresión; ecuación que describe el comportamiento de la **varianza condicional** de los residuos; esta puede ser expresada en función de sus valores rezagados; la varianza en el período "t" depende tanto del término del error al cuadrado como de sus varianzas condicionales en períodos anteriores.

30 Gujarati, Idem. pp. 829-839

31 Bollerslev,T.(1986). Generalized Autorregressive Conditional Heteroscedasticity. Journal of Econometrics, vol. 31, pp. 307-326.

32 Gujarati, Idem. pp. 108-113.

Un Garch (p. q) se expresa para cada regresión de la "acción i" en la etapa 1, como

(8) $$\sigma^2_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \mu^2_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} \delta_j \sigma^2_{t-j}, \text{ es decir,}$$

$$\sigma^2_t = \gamma_0 + \gamma_1 \mu^2_{t-1} + \gamma_i \mu^2_{t-2} + \ldots + \gamma_p \mu^2_{t-p} + \delta_1 \sigma^2_{t-1} + \delta_2 \sigma^2_{t-2} + \ldots + \delta_q \sigma^2_{t-q}$$

donde $\mu_t = \sqrt{\sigma^2_t}$. Las condiciones para la estabilidad del modelo revelan que:

$$\gamma_0 > 0;\ \gamma_i \geq 0;\ \delta_j \geq 0;\ \gamma_1 + \gamma_2 + \ldots + \gamma_p + \delta_1 + \delta_2 + \ldots + \delta_q < 1$$

donde μ^2 son los residuos elevados al cuadrado y rezagados de las regresiones; las σ^2_t son las varianzas rezagadas de los residuos. Las expresiones de Garch más comunes son:

Garch (1,1) $\sigma^2_t = \gamma o + \gamma_1 \mu^2_{t-1} + \delta_1 \sigma^2_{t-1}$
Garch (1,0) $\sigma^2_t = \gamma o + \gamma_1 \mu^2_{t-1}$
Garch (0,1) $\sigma^2_t = \gamma o + \delta_1 \sigma^2_{t-1}$

Sin embargo, el Garch estándar presenta una limitación: asume que los errores de la regresión, tantos positivos como negativos, afectan por igual a la volatilidad en forma simétrica; por ejemplo, en los mercados de capitales, noticias buenas o malas sobre el desempeño de una empresa producirían el mismo efecto sobre los precios de la acción y su rentabilidad, pero esto no ocurre en la realidad; malas noticias generan pánico, venta masiva, volatilidad, mientras que las buenas generan volatilidad en menor proporción. Esto fenómeno es conocido como el "Efecto apalancamiento" (o Leverage effect planteado por Black en 1996)33 porque una caída en el precio de la acción produce una caída en el valor de mercado del patrimonio frente al valor de mercado del pasivo, lo cual aumenta el nivel del endeudamiento o apalancamiento. Esta carencia del Garch es corregida por el Garch Exponencial, conocido como Egarch.

La formula del Egarch, originalmente planteada por Nelson[34] (1991) es la siguiente:

33 Black, F. (1976). Studies in stock price volatility changes. Proceedings of the 1976 Meeting of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, pp. 177-181.

34 Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. Econometrica 59: 347-370.

$$log\,(\sigma^2_t) = w + \sum_{j=1}^{q} \beta_j\, log\,(\sigma^2_{t-j}) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \left|\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}}\right| + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

La cual es una forma restringida de:

$$log\,(\sigma^2_t) = w + \sum_{j=1}^{q} \beta_j\, log\,(\sigma^2_{t-j}) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \left|\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} - E\left[\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}}\right]\right| + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

Primero que todo, se asume que $Ut \sim N(0,\sigma_t^2)$; el lado izquierdo de la fórmula es el logaritmo de la varianza condicional lo cual garantiza dos aspectos: primero, que el efecto apalancamiento sea exponencial y no cuadrático, segundo, que el pronóstico de la varianza condicional va a ser mayor o igual a cero, es decir, la forma logarítmica al garantizar que la volatilidad siempre será positiva, permite que no se impongan restricciones de signo sobre los coeficientes de la fórmula, α_i , γ_k.

En el lado derecho de la ecuación, el primer elemento (*w*) es el intercepto; el segundo componente (β_j) mide el grado de persistencia de la varianza condicional, es decir, el efecto de los valores rezagados de la misma sobre el valor actual; cuanto mayor sea su valor, generalmente tiende a uno (1), significa un fuerte impacto de los choques informativos (información inesperada) sobre la varianza condicional. El tercero (α_i) es el coeficiente del valor absoluto de los residuos estandarizados. Si $\alpha_i > 0$, la nueva informativo aumenta en la varianza condicional, lo contrario si $\alpha_i < 0$.

El cuarto (γ_k) indica el signo del efecto: Si $\gamma_k = 0$, hay simetría, los efectos de los choques representados por ($U_{t-1}/\ \sigma_{t-1}$) ejercen un efecto simétrico sobre la volatilidad, es decir, sobre el $log(\sigma^2)$, lo contrario ocurre si $\gamma_k \neq 0$: si $\gamma_k < 0$, los (U_{t-1}/σ_{t-1}) que representan la información nueva sobre rentabilidades negativas (o noticias malas) producen sobre $log(\sigma^2)$ un cambio más grande que el que producen las buenas noticias; cuando $\gamma_k > 0$, el efecto de la información nueva sobre rentabilidades positivas (o buenas noticias) ejerce un efecto mayor sobre $log(\sigma^2)$ que el de las noticias negativas. Este fenómeno es lo que se ha llamado el *efecto apalancamiento*. Para que haya efecto apalancamiento, γ_k tiene que ser negativo. Generalmente se da que α_i es positivo y que γ_k es negativo. Un γ_k significativo captura la turbulencia asimétrica de los mercados que no explica el Garch. En conclusión:

- Si la información nueva que llega al mercado concerniente al período anterior $(t-1)$, sobre empresas e indicadores macroeconómicos es optimista, $\gamma_k > 0$, $\alpha_i < 0$. el impacto total de ε_{t-1} sobre la volatilidad es:

$$(\gamma_k - \alpha_i)(U_{t-1}/\ \sigma_{t-1})$$

- Si la información genera pesimismo, $\gamma_k < 0$, $\alpha_i > 0$ y el impacto total de ε_{t-1} sobre la volatilidad es:

$$(\alpha_i - \gamma_k)\ (U_{t-1}/\ \sigma_{t-1})$$

Es importante tener en cuenta que en su versión original, Nelson (1991) asumió que el modelo seguía una Distribución Generalizada de los errores (Generalized Error Distribution, GED) mientras que el software como Eviews permite que se escoja entre las distribuciones normal, Student's- t o la GED.

A pesar de las ventaja del Egarch en cuanto a su capacidad de modelar los choques asimétricos, existe evidencia empírica de que el Egarch puede exagerar los efectos de los grandes choques sobre la volatilidad y no producir resultados tan buenos como los del Garch,[35] sin embargo, de no cumplirse los requisitos paramétricos del Garch hay que proceder con el Egarch.

Para efectos de identificación sobre las características del Egarch se usará la expresión **Egarch(p, q, r)**.

El uso de estos modelos implica el empleo de dos pruebas:

9. La prueba de Engle para ARCH en los residuos[36]

Esta es una prueba de Multiplicador de Lagrange para probar si los residuos presentan una estructura Arch. Considere que la ecuación de los residuos es de la forma:

$$\mu^2_t = \gamma o + \gamma_1 \mu^2_{t-1} + \gamma_2\, \mu^2_{t-2} + \ldots + \gamma_p\, \mu^2_{t-p}$$

$$H_O = \gamma o = \gamma_1 = \gamma_2 = \ldots\ldots = \gamma_p = 0$$

$$H_A = \gamma o \neq 0,\ \gamma_1 \neq 0,\ \ldots.\ \gamma_p \neq 0$$

35 Engle, R. F. and Ng, V. K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility, Journal of Finance 48: 1749-1778.

36 Engle, R. (1988). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica. Vol. 96, pp. 893–920. Ver Wooldridge (en bibliografía) pp. 462-464.

10. La prueba LR (Likelihood Ratio)[37]

Propia del modelo de Máxima Verosimilitud (Maximum Likelihood) que es el usado cuando se presentan regresiones no lineales y heterocedasticidad del tipo Garch. Este estadístico es usado para medir la bondad de la regresión corrida. El número en paréntesis es el número de restricciones que se prueban.

$l(\hat{\beta})$ = el valor máximo del logaritmo (log) de la función de la verosimilitud (log-likelihood). Al ser el resultado de una multiplicación de probabilidades, la función de probabilidad siempre es menor que uno y su logaritmo es negativo.

$l(\bar{\beta})$ = es el log de la verosimilitud cuando todos los coeficientes de las pendientes son restringidos a cero, por eso se llama log restringido. Es negativo.

LR = $-2[l(\bar{\beta})] - l(\hat{\beta})$, donde, generalmente $l(\bar{\beta}) < l(\hat{\beta})$, por lo que LR es positivo.

LR examina las siguientes hipótesis:

Ho= todos los coeficientes de las pendientes son iguales a cero.

H_A= No todos los coeficientes de las pendientes son iguales a cero.

Sin embargo, la toma de decisiones se puede complicar; afortunadamente Eviews presenta el valor-p de esta prueba como "Probability (LR stat)". Otra forma de entender el LR es a través del indicador R^2 de McFadden que es igual a $[1 - l(\hat{\beta}) / l(\bar{\beta})]$ y cuyo valor fluctúa entre cero y uno al igual que el R^2 de la MCO. Entre mayor sea el LR mejor es la regresión.

2.5. Criterios para la selección de modelos

1. Se usarán principalmente tres estadísticos o indicadores: el coeficiente de determinación ajustado (adjusted – R squared), el Criterio de Información de Schwarz y el LR. Como se puede leer en un libro de econometría, se escogerá aquel modelo que presente en su conjunto los mayores R^2 ajustado y LR, como también el que tenga el menor Schwarz.

37 Neyman, Jerzy. 1923 (1990). On the Application of Probability Theory to Agricultural Experiments. Essay on Principles. Section 9. Statistical Science 5 (4): 465–472. Jerzy Neyman, Egon Pearson (1933). On the Problem of the Most Efficient Tests of Statistical Hypotheses. Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series A, Containing Papers of a Mathematical or Physical Character 231: 289–337. Ver Gujarati, Idem. pp. 585.

2. Las regresiones deberán cumplir con los supuestos de que los residuos presenten una distribución normal, homocedasticidad y la no autocorrelación serial. Igualmente no deberá presentarse multicolinealidad entre las variables regresoras.
3. Las regresiones seleccionadas serán confrontadas con lo que enseñan las teorías financieras y del mercado de capitales, de tal forma que se pueda concluir si la teoría se aplica a la realidad histórica colombiana.

Bibliografía

Greene, William H.(2000). Econometric Analysis, cuarta edición. Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.

Gujarati, Damodar(2004). Econometría básica. Ed. McGraw-Hill.

Johnston, J.(1984). Econometric Methods. Tercera edición. McGraw-Hill, Nueva York.

Maddala, G.S. (1992). Econometría. Ed McGraw-Hill.

Novales, Alfonso (1993). Econometría. 2da. edición. Ed. McGraw-Hill.

Pindyck, Robert y Daniel Rubinfeld (2002). Modelos econométricos y pronóstico económico. Ed. McGraw-Hill.

Pulido, Antonio. Modelos econométricos (1987). 2da. edición. Ed. Pirámide

Wooldridge, Jeffrey M. (2001).Introducción a la Econometría. Un enfoque moderno. Editorial Thomson-Learning.

EViews 7 User's Guide I y II. Copyright © 1994–2007 Quantitative Micro Software, LLC

Capítulo 3

El crecimiento del PIB real

3.1. Comportamiento del PIB real a lo largo del siglo XX, 1926-2010

Tabla 3.1 Tasa de crecimiento anual del PIB real, 1926-2010

Año	PIB	PM(4)	PM(8)	Año	PIB	PM(4)	PM(8)	Año	PIB	PM(4)	PM(8)
1926	9,5			1954	6,9	5,6	4,9	1982	0,9	3,2	4,1
1927	9,0			1955	3,9	5,8	4,9	1983	1,6	2,2	4,0
1928	7,4			1956	4,1	5,3	5,0	1984	3,4	2,1	3,8
1929	3,6	7,4		1957	2,2	4,3	4,2	1985	3,1	2,3	3,7
1930	-8,6	2,9		1958	2,5	3,2	4,4	1986	5,8	3,5	3,3
1931	-1,6	0,2		1959	7,2	4,0	4,9	1987	5,4	4,4	3,3
1932	6,6	0,0		1960	4,3	4,1	4,7	1988	4,1	4,6	3,3
1933	5,6	0,5	3,9	1961	5,1	4,8	4,5	1989	3,4	4,7	3,5
1934	6,3	4,2	3,5	1962	5,4	5,5	4,3	1990	4,3	4,3	3,9
1935	2,4	5,2	2,7	1963	3,3	4,5	4,3	1991	2,0	3,5	3,9
1936	5,3	4,9	2,5	1964	6,2	5,0	4,5	1992	4,0	3,4	4,0
1937	1,6	3,9	2,2	1965	3,6	4,6	4,7	1993	5,4	3,9	4,3
1938	6,5	4,0	4,1	1966	5,2	4,6	5,0	1994	5,8	4,3	4,3
1939	6,1	4,9	5,1	1967	4,1	4,8	4,7	1995	5,8	5,3	4,4
1940	2,2	4,1	4,5	1968	5,9	4,7	4,9	1996	2,1	4,8	4,1
1941	1,7	4,1	4,0	1969	6,1	5,3	5,0	1997	3,4	4,3	4,1
1942	0,2	2,6	3,3	1970	6,2	5,6	5,1	1998	0,6	3,0	3,6
1943	0,4	1,1	3,0	1971	6,0	6,1	5,4	1999	-4,2	0,5	2,9
1944	6,8	2,3	3,2	1972	7,7	6,5	5,6	2000	2,9	0,7	2,7
1945	4,7	3,0	3,6	1973	6,7	6,7	6,0	2001	1,7	0,2	2,3

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Año	PIB	PM(4)	PM(8)	Año	PIB	PM(4)	PM(8)	Año	PIB	PM(4)	PM(8)
1946	9,6	5,4	4,0	1974	5,7	6,5	6,1	2002	2,5	0,7	1,8
1947	3,9	6,3	3,7	1975	2,3	5,6	5,8	2003	3,9	2,7	1,6
1948	2,8	5,3	3,8	1976	4,7	4,9	5,7	2004	5,3	3,3	2,0
1949	8,7	6,3	4,6	1977	4,2	4,2	5,4	2005	4,7	4,1	2,2
1950	1,1	4,1	4,8	1978	8,5	4,9	5,7	2006	6,7	5,2	2,9
1951	3,1	3,9	5,1	1979	5,4	5,7	5,7	2007	6,9	5,9	4,3
1952	6,3	4,8	5,0	1980	4,1	5,6	5,2	2008	2,7	5,3	4,3
1953	6,1	4,2	5,2	1981	2,3	5,1	4,7	2009	0,8	4,3	4,2
								2010	4,4	3,7	4,4

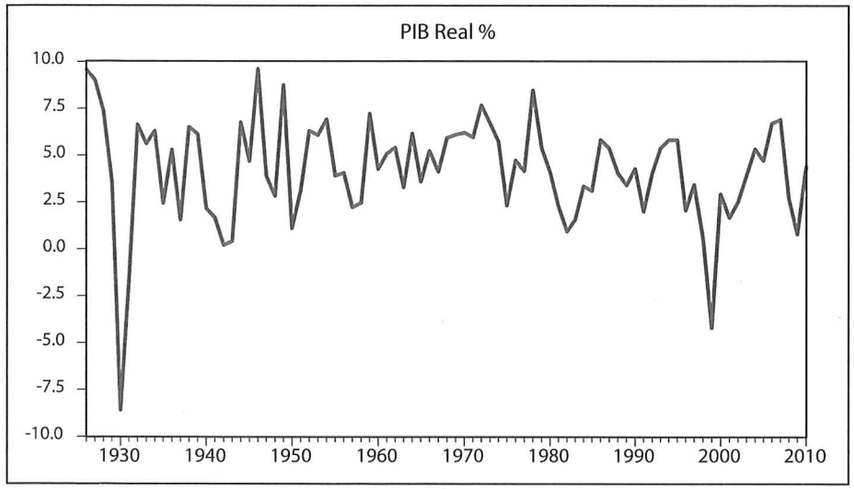
PM(4), PM(8): promedios móviles de 4 y 8 años.
Fuente: Banco de la República.

La Tabla 3.1 muestra las tasas de crecimiento del PIB real entre 1926 y 2007, tomadas del Banco de la República.[1] Esta serie es una recolección de tasas sin considerar diferencias metodológicas usadas para la obtención de las mismas. Si se analiza la serie se concluye que el crecimiento de Colombia no ha sido estable, ni la variable es estacionaria, como se puede observar en el Gráfico 3.1 Solamente se presentan tres años con tasas negativas: 1930 y 1931 (gobierno de Olaya Herrera) debido a la gran depresión en los Estados Unidos y 1999 (gobierno de Pastrana Arango) debido a la acumulación de eventos políticos que afectaron la economía durante el período 1996-2002 tales como el proceso 8.000 y la violencia política. El Gráfico 3.3 resume los estadísticos de la serie del PIB real: el crecimiento promedio de Colombia fue del 4.19% anual, con una desviación estándar de 2.82%. La tasa máxima de crecimiento fue de 9.6%, año 1946 (gobiernos Lleras-Ospina) probablemente como influencia del efecto expansionista vivido por Estados Unidos durante la Segunda Guerra Mundial y algunos años posteriores; la segunda más alta se dio en 1926 con 9.5%, debido al "boom" de los años veinte; la mínima tasa correspondió al año 1930 con -8.6%, como efecto de la depresión en Estados Unidos. Los cuatro años de mayor tasa de crecimiento (promedios móviles de 4) de todo el siglo XX correponden a los años 1926-1930, los años del "boom" estadounidense, con una tasa de 7.4%, que refleja el alto grado de dependencia de la economía colombiana con respecto a la de Estados Unidos. En los últimos cincuenta años, las mayores

1 www.banrep.gov.co y GRECO.

tasas de crecimiento se dieron en 1978 (fin del gobierno López Michelsen) con el 8.5%, dado el efecto conjunto del crecimiento del sector de la construcción y de las bonanzas cafeteras, seguido del año 1972 con un crecimiento del 7.7% (gobierno Pastrana). Los gobiernos con mayores tasas de crecimiento promedias (promedios móviles de 4) fueron los de Misael Patrana Borrero (1970-74) con 6.7%, Mariano Ospina Pérez (1946-50) con 6.3% y Gustavo Rojas Pinilla (1953-57) con 5.8% y de Carlos Lleras Restrepo (1966-70) con el 5.6% para 1970. Pero si se obtiene un promedio móvil de 8 años, el período 1967-1974, correspondiente a Lleras-Pastrana es el de mayor crecimiento en todo el siglo XX con un 6.1%.

Gráfico 3.1 Tasa de crecimiento anual del PIB real 1926-2010



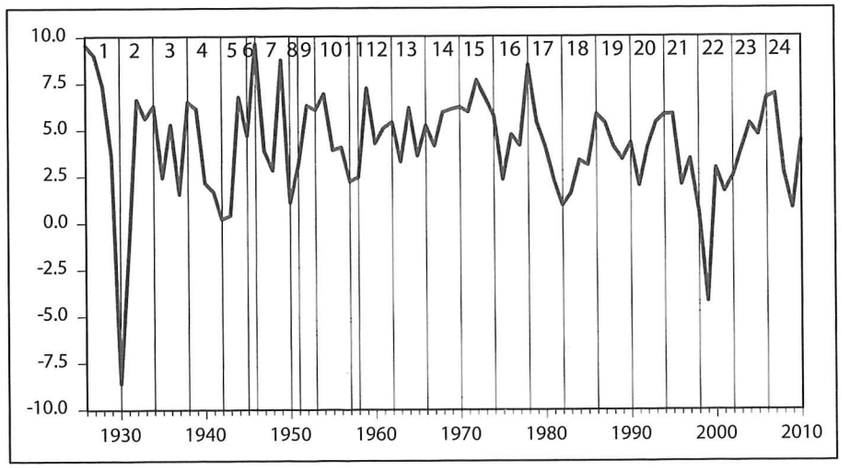
Fuente: Cálculos del autor.

Lista de los Presidentes de Colombia: 1926-2010

1. Miguel Abadía Méndez 1926-1930
2. Enrique Olaya Herrera 1930-1934
3. Alfonso López Pumarejo 1934-1938
4. Eduardo Santos Montejo 1938-1942
5. Alfonso López Pumarejo 1942-1945
6. Alberto Lleras Camargo 1945-1946
7. Mariano Ospina Pérez 1946-1950

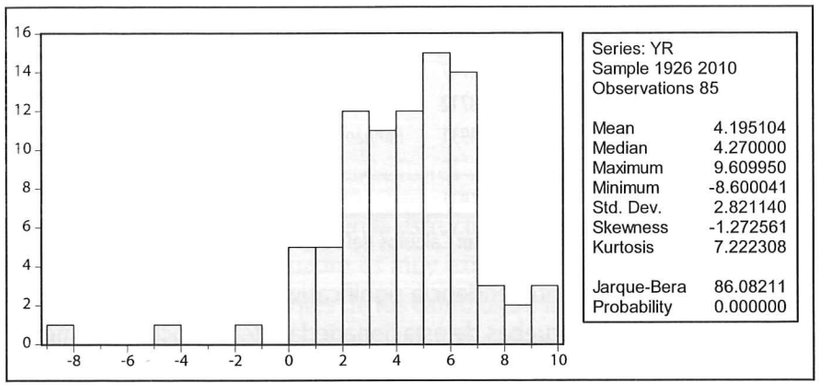
8. Laureano Gómez Castro 1950-1951
9. Roberto Urdaneta Arbeláez 1951-1953
10. Gustavo Rojas Pinilla 1953-1957
11. Junta Militar de Gobierno 1957-1958
12. Alberto Lleras Camargo 1958-1962
13. Guillermo León Valencia 1962-1966
14. Carlos Lleras Restrepo 1966-1970
15. Misael Pastrana Borrero 1970-1974
16. Alfonso López Michelsen 1974-1978
17. Julio César Turbay Ayala 1978-1982
18. Belisario Betancur Cuartas 1982-1986
19. Virgilio Barco Vargas 1986-1990
20. César Gaviria Trujillo 1990-1994
21. Ernesto Samper Pizano 1994-1998
22. Andrés Pastrana Arango 1998-2002
23. Álvaro Uribe Vélez 2002- 2010.

Gráfico 3.2 Tasas de crecimiento del PIB real para cada gobierno presidencial. 1926-2010, con base en listado de presidentes.



Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 3.3 Estadísticos de la serie PIB real (Yr) .1926-2010.



Fuente: Cálculos del autor.

El Gráfico 3.3, lista los principales estadísticos del PIB real. Se puede observar que de acuerdo con el jarque-Bera, la serie no tiene distribución normal, es asimétrica negativa, ya que la mayoría de las tasas de crecimiento del PIB real son positivas y concentradas alrededor del 4.19%; es altamente leptokurtótica (7.22); sus valores máximos y mínimos son 9.6% y -8.6% respectivamente.

Estacionariedad de la variable PIB real (yr)

A partir de este punto, la serie del PIB real se seguirá llamando ***yr***. Se procedió a determinar la estructura de la serie. Se corrió la regresión con MCO, la cual incluye intercepto, tendencia y valores rezagados de la variable dependiente (Tabla 3.2).

$$Yr_t = \alpha + \beta o(tendencia) + \beta 1(Yr)_{t-1} + \beta 2(Yr)_{t-2} + \beta 3(Yr)_{t-3}$$

Tabla 3.2 Significancia del intercepto y tendencia de la serie yr.

Dependent Variable: YR
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1927 2010
Included observations: 84 after adjustments
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.763498	0.541757	5.100992	0.0000
YR(-1)	0.326250	0.093902	3.474373	0.0008

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

R-squared	0.111261	Mean dependent var	4.131355
Adjusted R-squared	0.100423	S.D. dependent var	2.775811
S.E. of regression	2.632747	Akaike info criterion	4.797454
Sum squared resid	568.3712	Schwarz criterion	4.855331
Log likelihood	-199.4931	Hannan-Quinn criter.	4.820720
F-statistic	10.26559	Durbin-Watson stat	1.956124
Prob(F-statistic)	0.001931		

Fuente: Cálculos del autor

La regresión no presenta tendencia significativa; el intercepto es significativo (5.10) luego todas las pruebas de estacionariedad deben incluir solamente el intercepto.

Tabla 3.3 Estacionariedad serie PIB real.1926-2007. Pruebas ADF, PP y ERS.

Null Hypothesis: YR has a unit root. Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.616681	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.510259	
	5% level	-2.896346	
	10% level	-2.585396	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

Null Hypothesis: YR has a unit root. Exogenous: Constant Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)			
Phillips-Perron test statistic		-6.616681	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.510259	
	5% level	-2.896346	
	10% level	-2.585396	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

Null Hypothesis: YR has a unit root. Exogenous: Constant Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		2.271635
Test critical values:	1% level	1.926000
	5% level	3.068000
	10% level	4.092000
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)		

Fuente: Cálculos del autor

En la Tabla 3.3, las pruebas ADF y PP definen a la variable yr como estacionaria en todos los niveles (1, 5 y 10%) mientras que para la prueba ERS, esta es estacionaria al 95%. Este es un ejemplo de cómo las pruebas pueden arrojar diferentes resultados.

3.2. Crecimiento de los principales sectores de la economía, 1925-1999

La Tabla 3.4 muestra los cambios en la estructura económica del país durante el siglo XX. A pesar de que el cuadro es muy explícito, vale la pena hacer algunas conclusiones, siendo conscientes de los cambios en las metodologías contables y estadísticas implementadas por el DANE.[2] El Gráfico 3.4 describe el comportamiento de cada sector.

- En 1925, casi el 60 % del PIB real era generado por el sector agropecuario mientras que los sectores manufacturero (principalmente artesanal) y el consolidado comercio-financiero tenían participaciones del 10.5% y 8.7% respectivamente, pudiéndose concluir que nuestro país era eminentemente agropecuario.
- Es notoria la constancia con la que el sector agropecuario pierde su importancia dentro del PIB real pues para el año 1999 su participación es del 18.2%.
- El sector manufacturero empieza con el 10.5% y termina el siglo con una participación del 18.0% que es la misma de los años 1947-48. La máxima participación se da en 1974 con el 23.5%, a partir del cual empieza a declinar hasta el 18.0%: esto equivale a un estancamiento en términos de su peso; parece que el desarrollo tecnológico vivido por el país a lo largo del siglo ha implicado el fortalecimiento de otros sectores como el de servicios, minería, etc. Lo anterior podría ser interpretado como señal de rezago en el proceso de industrialización y nivel de desarrollo.
- El sector comercio-financiero partió del 8.7% y terminó el siglo en el 21.2%. En la década de 1950 se acerca al nivel del 20% y a partir de allí ha venido fluctuando entre el 18% y el 21.6%, sin embargo, como se ve en el Gráfico 3.4 presenta una creciente participación en forma continua hasta llegar a ser el sector con mayor peso dentro de la economía.

2 www.dane.gov.co. Los cambios corresponden a la reclasificación y redefinición de cuentas, sin embargo, los cambios no alteran radicalmente la esencia de la serie.

- La minería empezó en el 1.5% y terminó en el 5.2%. Tuvo una reducción por debajo del 2% en los años setenta, pero se recuperó en las siguientes décadas como resultado de la necesidad de encontrar nuevas reservas después de la crisis energética de los años setenta.

Tabla 3.4 Evolución de la Participación Sectorial con respecto al PIB real. Período 1925-1999. Precios constantes de 1975

Sector / Año	(1) Agropecuario	Minería	(2) Manufactura	Construcción	Transporte	(3) Energía y Comuni-caciones	Gobierno	(4) Comercio y Financiero	(5) Ingresos personales
1925	58,8	1,5	10,5	2,6	2,3	0,4	5,7	8,7	9,5
1926	59,8	2,5	10,6	4,7	2,1	0,4	5,3	6,1	8,7
1927	54,1	4,2	9,5	4,3	2,7	0,4	6,3	10,6	7,9
1928	54,5	4,9	8,9	6,5	3,0	0,4	7,1	7,2	7,5
1929	53,3	4,8	8,9	4,7	3,0	0,4	8,3	9,1	7,4
1930	56,4	4,9	8,6	3,2	2,4	0,4	8,0	8,6	7,5
1931	54,5	4,5	8,5	2,8	2,1	0,5	6,8	12,8	7,6
1932	54,2	4,1	9,1	2,6	2,0	0,4	6,1	14,4	7,1
1933	54,1	3,4	10,1	3,1	1,9	0,4	6,0	14,1	6,8
1934	52,0	4,1	10,1	2,6	2,5	0,4	6,6	15,3	6,4
1935	51,5	4,1	10,9	3,2	2,5	0,5	6,0	15,0	6,4
1936	51,7	4,1	11,3	3,3	2,9	0,5	6,7	13,4	6,1
1937	50,7	4,3	13,0	3,9	3,2	0,5	6,6	11,6	6,2
1938	50,3	4,4	12,4	3,8	3,3	0,6	6,4	12,9	6,0
1939	48,1	4,5	14,3	4,5	3,4	0,6	6,4	12,4	5,9
1940	48,2	4,9	13,1	4,7	3,6	0,6	6,1	13,0	5,9
1941	48,0	4,6	15,3	4,7	3,8	0,6	5,9	11,0	6,0
1942	49,5	2,9	15,8	5,6	3,5	0,6	6,0	9,9	6,2
1943	48,2	3,1	15,9	6,5	3,7	0,7	6,1	9,5	6,3
1944	47,5	4,0	16,6	5,5	3,9	0,7	5,9	9,7	6,2
1945	47,0	3,7	16,5	6,1	4,2	0,7	5,5	10,2	6,1
1946	45,8	3,4	17,1	6,3	4,6	0,8	5,4	10,8	5,8
1947	45,7	3,4	17,6	4,9	5,4	0,9	5,4	11,1	5,7
1948	44,6	3,1	18,6	5,0	5,8	0,9	5,5	10,8	5,8
1949	43,6	3,5	18,4	3,9	5,8	0,9	5,5	12,8	5,5

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Sector / Año	(1) Agropecuario	Minería	(2) Manufactura	Construcción	Transporte	(3) Energía y Comuni-caciones	Gobierno	(4) Comercio y Financiero	(5) Ingresos personales
1950	37,8	3,5	18,7	2,7	5,0	0,9	4,6	17,4	12,8
1951	37,1	3,8	18,7	2,5	5,4	0,9	5,0	17,5	12,6
1952	37,3	3,6	18,7	2,5	5,8	0,9	4,9	17,5	12,2
1953	35,2	3,5	19,1	2,9	5,9	1,0	5,2	18,5	12,0
1954	33,8	3,4	19,3	3,6	6,1	1,0	4,8	19,5	11,7
1955	33,3	3,4	19,7	3,7	6,5	1,1	4,8	18,9	11,8
1956	33,1	3,5	20,2	3,7	6,4	1,1	4,8	18,3	12,0
1957	34,3	3,6	20,6	3,4	6,0	1,2	4,6	17,2	12,2
1958	34,6	3,6	20,9	3,2	5,5	1,2	4,8	16,8	12,5
1959	33,8	3,9	21,0	3,3	5,5	1,3	4,5	17,4	12,2
1960	32,5	3,8	21,3	3,0	5,8	1,4	4,7	18,0	12,4
1961	32,1	3,4	21,4	3,2	6,0	1,4	4,8	18,1	12,4
1962	31,5	3,2	21,5	3,3	6,0	1,6	4,8	18,4	12,3
1963	30,6	3,5	21,8	2,9	6,2	1,6	5,0	18,4	12,7
1964	30,5	3,6	21,7	2,7	6,1	1,7	4,9	18,8	12,6
1965	26,4	3,4	21,0	3,0	6,8	1,2	7,1	17,3	13,4
1966	25,8	3,1	20,6	3,1	6,9	1,3	7,0	17,7	13,2
1967	26,6	2,9	21,1	3,6	6,7	1,4	7,0	17,5	13,1
1968	26,7	2,5	21,2	3,7	6,6	1,4	6,8	17,7	12,8
1969	26,0	2,8	21,4	3,7	6,7	1,4	6,7	18,2	12,6
1970	25,3	2,7	21,4	3,5	7,0	1,4	6,9	18,8	12,4
1971	24,1	2,5	21,9	3,4	7,1	1,5	7,3	19,7	12,5
1972	24,1	2,5	22,5	3,3	7,2	1,6	7,4	19,4	12,1
1973	23,1	2,4	22,9	3,7	7,5	1,7	7,4	19,5	12,0
1974	23,1	1,7	23,5	3,8	7,7	1,7	7,1	19,8	11,9
1975	23,9	1,7	23,2	3,3	7,5	1,8	7,0	20,1	12,1
1976	23,5	1,6	23,1	3,5	7,6	1,8	7,2	20,0	12,1
1977	23,3	1,3	22,5	3,6	7,9	1,9	7,4	20,0	12,2
1978	23,2	1,2	22,9	3,2	8,1	2,0	7,3	20,0	12,0
1979	23,1	1,1	23,0	3,0	8,2	2,1	7,3	19,7	11,8
1980	22,7	1,3	22,4	3,4	8,0	2,3	7,8	19,9	11,7

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Sector / Año	(1) Agropecuario	Minería	(2) Manufactura	Construcción	Transporte	(3) Energía y Comuni-caciones	Gobierno	(4) Comercio y Financiero	(5) Ingresos personales
1981	22,9	1,3	21,3	3,5	8,0	2,4	8,0	20,3	11,8
1982	22,3	1,3	20,8	3,6	8,3	2,6	8,2	20,5	12,0
1983	22,5	1,5	20,7	4,0	8,1	2,6	7,9	20,6	12,2
1984	22,2	1,7	21,2	4,1	7,8	2,8	8,3	19,5	12,1
1985	21,9	2,3	21,2	4,4	7,7	2,8	8,4	19,1	12,0
1986	21,4	3,6	21,2	4,3	7,3	2,7	8,4	18,8	11,8
1987	21,6	4,2	21,4	3,7	7,2	2,6	8,5	18,8	11,7
1988	21,3	4,2	21,0	4,0	7,1	2,7	8,8	19,4	11,6
1989	21,5	4,6	21,4	3,6	7,0	2,8	8,8	19,1	11,5
1990	21,8	4,6	21,4	3,0	6,8	2,9	8,7	19,3	11,3
1991	22,3	4,5	21,1	2,9	6,9	3,0	8,5	19,4	11,5
1992	21,0	4,2	21,2	3,0	7,0	2,9	9,2	19,3	11,3
1993	20,6	3,9	20,5	3,4	6,9	3,0	8,8	19,7	11,1
1994	19,6	3,7	19,7	3,8	7,0	2,8	8,5	20,8	11,1
1995	19,3	4,3	19,0	3,7	6,7	3,0	8,6	21,6	10,8
1996	19,0	4,5	18,1	3,7	6,9	3,2	9,4	21,7	11,1
1997	18,3	4,6	18,0	3,5	6,8	3,4	9,5	21,8	11,1
1998	18,2	4,9	17,9	3,2	6,8	3,5	9,6	21,1	11,2
1999	18,2	5,2	18,0	3,1	6,8	3,7	9,1	21,2	11,3

(1) Incluye agricultura, ganadería, caza, silvicultura y pesca. (2) Incluye artesanías. (3) Incluye servicios públicos (4) Incluye seguros (5) Incluye alquileres y rentas

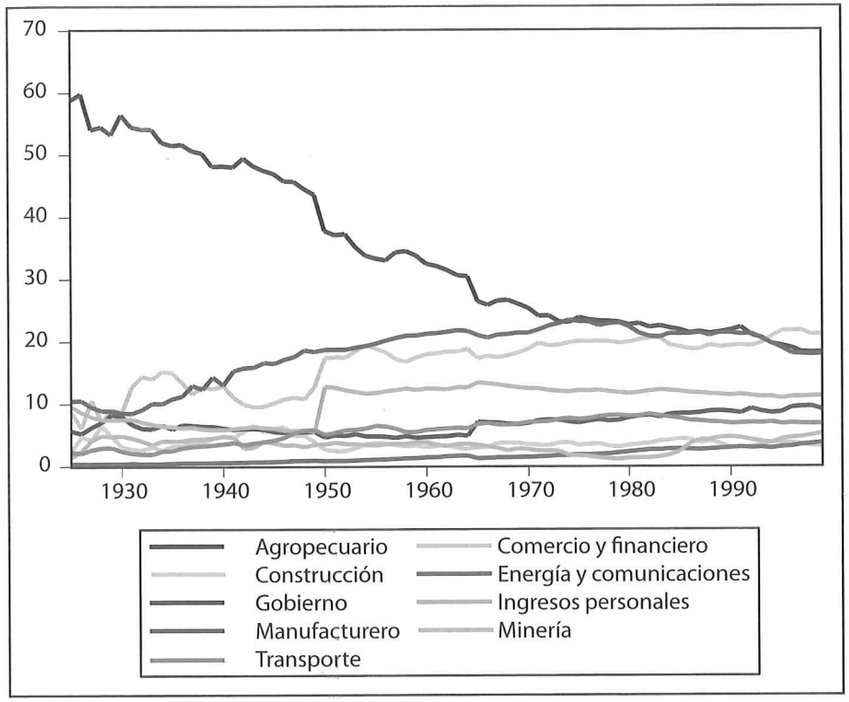
Fuente: Cálculos del autor con datos del Banco de la República, DANE y DNP.

- La construcción ha permanecido fluctuando entre el 2.5% y el 5%. Como resultado de la crisis del UPAC[3] se contrajo entre 1995 y 1999.
- El transporte en 1925 participaba con el 2.3%, alcanzó su máximo nivel en 1982 con el 8.3% y a partir de ese año ha venido reduciéndose hasta el 6.8% en 1999.

3 Crisis resultante del alza de la tasa DTF y por ende de la unidad UPAC al estar vinculada la medición del UPAC a la tasa DTF de acuerdo con ell Decreto 1319 de Julio 7 de 1988. Fuente: www.banrep.gov.co/upac/decret4.htm

- La energía y comunicaciones han venido aumentando su participación en forma lenta pero constante, desde un 0.4% hasta el 3.7%.
- El gobierno empezó con el 5.7% y terminó con en 1999 con el 9.1%; con fluctuaciones dentro de una tendencia creciente.

Gráfico 3.4 Evolución de la participación sectorial con respecto al PIB real. Período 1925-1999.



Fuente: Cálculos del autor. Datos del Banco de la República, DANE y DNP.

En conclusión, el fin del siglo XX se caracteriza por una situación preocupante en cuanto al grado de desarrollo de los diferentes sectores de la economía colombiana. Los sectores de mayor crecimiento son el comercio-financiero, la minería y el de energía-comunicaciones, en tanto el manufacturero, la construcción y el transporte se contraen. Mientras el sector comercio-financiero crece, los otros sectores que supuestamente deberían crecer paralelamente a este, se contraen en forma sostenida, es decir, que no se benefician del crecimiento del comercio-financiero. A lo largo del siglo XX, Colombia pasa de ser una economía agropecuaria para convertirse en una economía liderada por el sector comercio-financiero, a pesar

de que a lo largo del siglo otros sectores como las exportaciones agropecuarias y la construcción fueron motores de la economía. Al final del siglo XX, estos sectores no juegan más que un papel secundario en el desarrollo económico del país, sectores cuyo desempeño depende de circunstancias coyunturales nacionales o internacionales. La expansión o contracción de los sectores se debe a los estímulos o desestímulos de las políticas económicas. En conclusión, los cuadros anteriores dan a entender que en Colombia, durante el sigo XX, fue mejor comerciar e intermediar que producir. ¿Por qué? ¿Fue bueno o malo? Se deja al lector desarrollar este interrogante.

Tabla 3.5 Evolución de la Participación Sectorial con respecto al PIB real. Período 1994-2007.

Año	Agropecuario	Minería	Energético	Manufacturas	Construcción	Comercio y hoteles	Transporte y comunicación	Financiero	Financiero + comercio
1994	14,8	3,5	3,2	14,9	7,4	12,5	7,3	21,6	34,1
1995	14,6	3,8	3,1	14,9	7,2	12,3	7,4	23,1	35,4
1996	14,2	4,0	3,2	14,4	6,2	11,9	7,5	24,4	36,3
1997	13,8	4,0	3,1	14,0	6,1	11,7	7,7	24,6	36,4
1998	13,7	4,6	3,2	13,9	5,6	11,5	7,8	23,8	35,3
1999	14,3	5,6	3,2	13,3	4,3	10,1	8,0	22,8	32,9
2000	14,4	4,9	3,1	14,4	4,0	10,6	7,9	21,2	31,8
2001	14,2	4,5	3,2	14,4	4,1	10,7	8,1	21,4	32,1
2002	13,9	4,4	3,1	14,5	4,5	10,7	8,1	21,3	32,1
2003	13,8	4,9	3,1	14,6	4,9	10,9	8,1	21,9	32,8
2004	13,4	4,8	3,0	14,9	5,3	11,2	8,2	22,1	33,3
2005	13,0	4,6	3,0	14,8	5,6	11,5	8,2	22,1	33,6
2006	12,5	4,3	2,9	15,3	6,0	11,9	8,4	20,6	32,5
2007	11,9	4,2	2,8	15,8	6,4	12,2	8,8	21,3	33,5

Fuente: Cálculos del autor con base en datos del Banco de la República, DANE y DNP, los cuales han sido construídos con la nueva metodología de las nuevas cuentas nacionales, 1993.

Al observar los comportamientos sectoriales a partir del año 2000, en la Tabla 3.5 vemos una recuperación del sector manufacturero, de la construcción, transporte y comunicaciones. El sector financiero tuvo la máxima participación en 1997, sin embargo, la última columna muestra la suma del comercio y financiero que los ubica como los de mayor peso relativo (mayor al 30%) en la economía colombiana. Este comportamiento ha generado muchas críticas entre los detractores del sistema financiero. En su defensa, se podría argumentar que para que se dé la expansión en los otros sectores se necesitan mayores redes comerciales y financieras. Para

terminar la discusión habría que estudiar a dónde se dirige el crédito financiero, la competitividad del sector financiero, las márgenes de intermediación, etc., temas que no son del ámbito de este libro.

3.3. Crecimiento demográfico. PIB real y crecimiento poblacional, 1926-2007

Según las estadísticas, en el año 1925, Colombia tenía aproximadamente 6.724.000 habitantes y para el año 2007 estos fueron 43.926.034, lo cual implica una tasa promedio de crecimiento anual de la población del 2.22% aproximadamente. Es importante aclarar que estas estadísticas están siendo revisadas.[4] La Tabla 3.6 presenta la tasa de crecimiento anual del PIB real (serie ***yr***), la tasa anual de crecimiento de la población ***(tp)*** y el cambio porcentual del ingreso per cápita real ***(ypc)*** en pesos colombianos. Expresar el ***ypc*** en dólares es poco confiable, dado que la tasa de cambio nominal no corresponde a la determinada por los mercados porque la tasa estuvo fijada o manipulada por los gobiernos de diferentes formas durante casi todo el siglo XX.

La serie ***ypc*** se obtiene: $ypc = \{ [(1+(yr / 100)) / (1+(tp / 100))]-1\}*100$

La variable ***ypc*** mide los cambios en el ingreso per cápita de los colombianos, y como es sabido, no es un medidor del nivel de desarrollo ni refleja correctamente la distribución del ingreso pero al menos da una idea de mejoría o empeoramiento de las condiciones de vida coyunturales sufridas por la población dada una expansión o una contracción económica.

El Gráfico 3.5 muestra el comportamiento de ***tp*** desde 1925 hasta el 2007. Sorprenden los cambios bruscos en las décadas de los años 1930 y 1940. Estos pueden deberse a probables errores en los censos o a las crisis económicas que incidieron en una menor natalidad. A partir de los los años cincuenta se dispara el crecimiento poblacional del 2.2% al 3.1% que es la tasa más alta del siglo y que corresponde al año 1965. Nótese que durante la década de 1950 la tasa crece a un ritmo decreciente, sin embargo, la década de los años sesenta, fue la de mayor

4 Para noviembre de 2008, el DANE ha hecho revisión de la población total y considera que las cifras desde 1985 son confiables, actualmente, el DANE está revisando las anteriores a ese año. Se presenta confusión en los datos de los años 1950 y 1985 por lo que el autor ha suavizado las tasas de crecimiento poblacional en los años anteriores y posteriores con tal de que no se presente un cambio brusco en la tasa de crecimiento poblacional del Cuadro 3.2.1.

crecimiento poblacional y desde entonces la tasa empieza a reducirse en forma constante hasta el 1.2% en el 2007. La reducción se debió a varios factores: primeramente, a la introducción de la planificación familiar desde finales de 1960, al efecto conjunto de la carencia de infraestructura rural y la violencia política que produjeron el desplazamiento de la población del campo a la ciudad y sin duda a la emigración que empezó en la década de los cincuenta pero que se aceleró en los últimos diez años por la recesión de 1996-2002 (ver Tabla 3.6) y la violencia. De acuerdo con estudios basados en el censo del DANE de 2005, entre 3 y 4.5 millones de colombianos abandonaron el país en los últimos diez años y entre el 10% y el 12% de los colombianos vive en el exterior.[5]

El Gráfico 3.6 compara las series yr, tp, ypc: aparentemente la tasa poblacional es estacionaria pero un análisis detallado de la misma como el Gráfico 3.5 muestra que esta ha sido volátil a lo largo del siglo; de hecho, La tabla 3.7 muestra los resultados de la prueba de estacionariedad Phillips-Perron (PP) para la tasa poblacional que indica que esta serie es I(1), es decir, necesita ser diferenciada una vez para que se convierta en estacionaria mientras que la tasa del PIB real es I(0). El gráfico muestra que el comportamiento del ingreso per cápita ha estado determinado principalmente por el comportamiento del PIB real ante la lentitud con que se redujo la tasa de crecimiento de la población.

Para el futuro, debido a que la tasa de crecimiento difícilmente se reducirá por debajo del 1.2% actual (de ocurrir empezaría a afectar el crecimiento de la demanda), la mejoría del ingreso per cápita dependerá esencialmente de lo que se haga para acelerar el crecimiento económico y de la forma como este beneficie masivamente a la población.

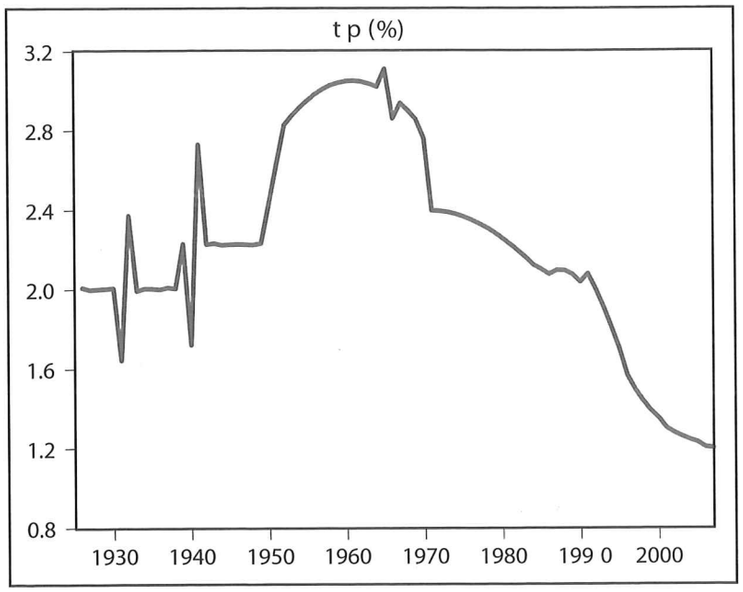
5 Khodour-Costéras, David. ¿Por qué emigran los colombianos? Un análisis departamental basado en el censo de 2005. Facultad de Finanzas, Gobierno y Relaciones Internacionales. Universidad Externado de Colombia, Bogotá, Colombia, http://www.economiainstitucional.com/html/No16/v9n16a10.

Tabla 3.6 Comportamiento de yr, tp, ypc, 1925-2007.

Año	yr	tp	ypc	Año	yr	tp	ypc	Año	yr	tp	ypc
1926	9,5	2,0	7,4	1954	6,9	2,9	3,9	1982	0,9	2,2	-1,2
1927	9,0	2,0	6,9	1955	3,9	3,0	0,9	1983	1,6	2,2	-0,6
1928	7,4	2,0	5,2	1956	4,1	3,0	1,0	1984	3,4	2,1	1,2
1929	3,6	2,0	1,6	1957	2,2	3,0	-0,8	1985	3,1	2,1	1,0
1930	-8,6	2,0	-10,4	1958	2,5	3,0	-0,5	1986	5,8	2,1	3,7
1931	-1,6	1,6	-3,2	1959	7,2	3,0	4,1	1987	5,4	2,1	3,2
1932	6,6	2,4	4,2	1960	4,3	3,0	1,2	1988	4,1	2,1	1,9
1933	5,6	2,0	3,6	1961	5,1	3,0	2,0	1989	3,4	2,1	1,3
1934	6,3	2,0	4,2	1962	5,4	3,0	2,3	1990	4,3	2,0	2,2
1935	2,4	2,0	0,4	1963	3,3	3,0	0,2	1991	2,0	2,1	-0,1
1936	5,3	2,0	3,2	1964	6,2	3,0	3,1	1992	4,0	2,0	2,0
1937	1,6	2,0	-0,4	1965	3,6	3,1	0,5	1993	5,4	1,9	3,4
1938	6,5	2,0	4,4	1966	5,2	2,9	2,3	1994	5,8	1,8	3,9
1939	6,1	2,2	3,8	1967	4,1	2,9	1,2	1995	5,8	1,7	4,1
1940	2,2	1,7	0,4	1968	5,9	2,9	2,9	1996	2,1	1,6	0,5
1941	1,7	2,7	-1,0	1969	6,1	2,9	3,2	1997	3,4	1,5	1,9
1942	0,2	2,2	-2,0	1970	6,2	2,8	3,4	1998	0,6	1,4	-0,9
1943	0,4	2,2	-1,8	1971	6,0	2,4	3,5	1999	-4,2	1,4	-5,5
1944	6,8	2,2	4,4	1972	7,7	2,4	5,2	2000	2,9	1,3	1,6
1945	4,7	2,2	2,4	1973	6,7	2,4	4,2	2001	1,4	1,3	0,1
1946	9,6	2,2	7,2	1974	5,7	2,4	3,3	2002	1,9	1,3	0,6
1947	3,9	2,2	1,6	1975	2,3	2,4	0,0	2003	3,9	1,3	2,6
1948	2,8	2,2	0,6	1976	4,7	2,4	2,3	2004	4,9	1,2	3,6
1949	8,7	2,2	6,4	1977	4,2	2,3	1,8	2005	4,7	1,2	3,4
1950	1,1	2,4	-1,3	1978	8,5	2,3	6,0	2006	6,8	1,2	5,5
1951	3,1	2,6	0,5	1979	5,4	2,3	3,0	2007	8,0	1,2	6,7
1952	6,3	2,8	3,4	1980	4,1	2,3	1,8				
1953	6,1	2,9	3,1	1981	2,3	2,2	0,0				

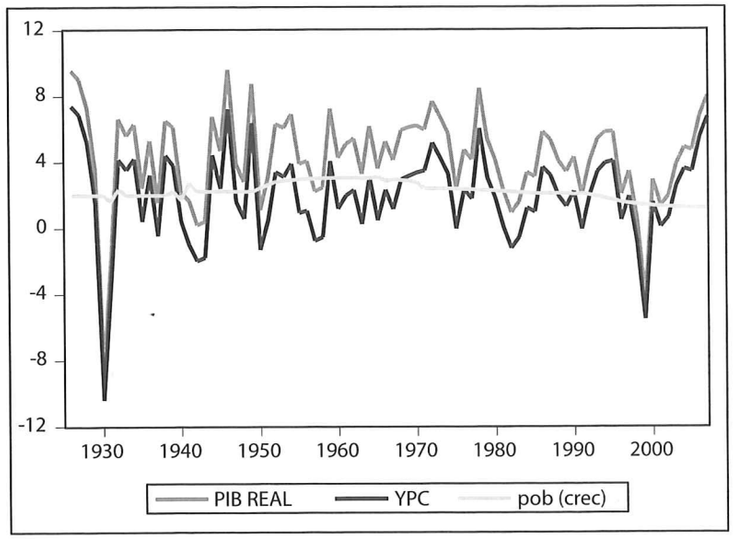
Fuente: Cálculos del autor, con datos del DANE y Banco de la República.

Gráfico 3.5 Tasa de crecimiento poblacional. 1925-2007



Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 3.6 Tasas del PIB real (yr), población (tp) e ingreso per cápita (ypc).1925-2007.



Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 3.7 Estacionariedad de tasa PIB real y tasa de crecimiento de la población. 1925-2007.

Variable	Significancia	Prueba-PP Valor-p	Orden de Integración
Tasa Pib real	Intercepto	0.000	I(0)
Tasa población	Tendencia	0.4100	I(1)

Fuente: Cálculos del autor.

Para examinar la estacionariedad de la serie tp no se pudo usar la prueba ERS pues no está definida para la insignificancia del intercepto por lo que se recurrió a la PP. En efecto, se constata que la serie no es estacionaria y que se requiere de su diferenciación.

¿Habrá alguna relación entre el crecimiento económico y el crecimiento poblacional? Aparentemente sí, pero ¿cuál afecta a cuál? Experimentando con ***dyr*** (primera diferencia de ***yr***) y ***dtp*** (primera diferencia de ***tp***), haremos una prueba de Granger con reservas, dado que se conoce de los cambios metodológicos que se han dado en las dos series. De acuerdo con la prueba de Granger, parece que sí la hay, sin embargo, Johansen corrobora una relación de largo plazo entre las dos variables.

Tabla 3.8 Pruebas de Granger y Johansen

Pairwise Granger Causality Tests. Sample: 1925 2007. Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DYR does not Granger Cause DTP	79	3.46114	0.0366
DTP does not Granger Cause DYR		0.20734	0.8132

Johansen Test. Sample: 1925 2007.
Included observations: 78
Series: DTP DYR. Lags interval: 1 to 2

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: Cálculos del autor.

En la Tabla 3.8, se concluye que dyr guarda información que ayuda a explicar el comportamiento de ***dtp***, es decir, que el tamaño de la población colombiana ha estado en algún grado influenciada por el crecimiento económico, por ejemplo,

un aumento en el crecimiento económico ha estado ligado a la urbanización de la población y la consecuente reducción de la tasa de natalidad; otra hipótesis sería que las recesiones han incrementado la emigración de colombianos y reducen el tamaño de la población, etc.

Adicionalmente, la prueba de Johansen encontró dos vectores de cointegración significativos entre ambas variables en cualquiera de sus alternativas, lo cual da a entender que habría una relación de largo plazo. Se corrieron regresiones para explicar ***dtp*** en función de ***dyr***: aunque la mejor fue un Egarch(1,0,1) cuyo resultado se observa en la Tabla 3.11, se mostrará un intento con MCO en la Tabla 3.9.

Tabla 3.9 Regresión MCO para dtp, dyr. 1927-2007.

Dependent Variable: DTP
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1927 2007
Included observations: 81 after adjustments
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.040096	0.064771	0.619050	0.5377
@TREND	-0.001189	0.001081	-1.100263	0.2746
DYR	0.006067	0.008584	0.706814	0.4818

R-squared	0.031379	Mean dependent var	-0.009978
Adjusted R-squared	0.006542	S.D. dependent var	0.187481
S.E. of regression	0.186867	Akaike info criterion	-0.480504
Sum squared resid	2.723708	Schwarz criterion	-0.391820
Log likelihood	22.46040	Hannan-Quinn criter.	-0.444923
F-statistic	1.263419	Durbin-Watson stat	3.179015
Prob(F-statistic)	0.288406		

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 3.10 Prueba para Heterocedasticidad tipo ARCH de residuos de MCO.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	20.82870	Prob. F(1,78)	0.0000
Obs*R-squared	16.86045	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Los dos cuadros anteriores muestran una regresión MCO con estadísticos deficientes, además de que los residuos presentan heteroscedasticidad ARCH por lo que se descartó el MCO y se trabajó con EGARCH. Después de varios ensayos se

llegó a la mejor regresión con base en el criterio de Schwarz y pruebas que comprobaron el cumplimiento de los supuestos de homocedasticidad, etc.

Los resultados de la regresión son:

$$DTP = 0.037803 - 0.001024569 *@TREND - 0.003288 *DYR_{t-2} + 0.295155 *U_{t-1} + 0.192855 *U_{t-2} + 0.147109 *U_{t-3} + 0.0748169 *U_{t-4}$$

$$Log\ (\sigma^2) = -8.37961887589 + 3.076989*ABS\ (Ut\text{-}1/\ \sigma t\text{-}1) - 0.496114*(U_{t-1}/\sigma_{t-1})$$

Tabla 3.11 Crecimiento poblacional en función del PIB real. Egarch(1,0,0).

Dependent Variable: DTP
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 1933 2007
Included observations: 75 after adjustments
Convergence achieved after 52 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(8) + C(9)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(10) *RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.037804	0.000966	39.13358	0.0000
@TREND	-0.001025	4.39E-06	-233.4608	0.0000
DYR(-2)	-0.003289	0.000109	-30.12012	0.0000
AR(1)	-0.295155	0.005787	-51.00227	0.0000
AR(2)	0.192856	0.011060	17.43711	0.0000
AR(3)	0.147109	0.009759	15.07464	0.0000
AR(4)	0.074817	0.006684	11.19391	0.0000
Variance Equation				
C(8)	-8.379619	0.190583	-43.96836	0.0000
C(9)	3.076989	0.255216	12.05640	0.0000
C(10)	-0.496114	0.140998	-3.518586	0.0004

R-squared	0.316551	Mean dependent var	-0.015631
Adjusted R-squared	0.221920	S.D. dependent var	0.170016
S.E. of regression	0.149969	Akaike info criterion	-2.943967
Sum squared resid	1.461903	Schwarz criterion	-2.634968
Log likelihood	120.3987	Hannan-Quinn criter.	-2.820587
F-statistic	3.345098	Durbin-Watson stat	2.441191
Prob(F-statistic)	0.002034		

Fuente: Cálculos del autor.

En la primera ecuación, los resultados de la regresión muestran el signo negativo de la tendencia (*@trend*) decreciente de la población y el signo negativo de la dyr_{t-2}, es decir, que en promedio, a lo largo del siglo XX, una caída del PIB real ejerció su efecto sobre la población con un rezago de dos años: una reducción del 1% en la tasa de crecimiento del PIB real hizo que la tasa de crecimiento poblacional se redujera en 0.003%, por el contrario, un aumento en la tasa de crecimiento del PIB redujo la población. El R^2 ajustado de un 22%, da a entender que tendencia y *dyr* solo explican el comportamiento de la variación de la población en ese porcentaje y el restante 88% es explicado por otros factores no considerados en el modelo. La prueba F indica que las regresoras son conjuntamente significativas: hay un 99.8 %, (1-0.0020) % de probabilidades de que al menos uno de los coeficientes sea diferente de cero. El Durbin-Watson (2.44), señala que no hay autocorrelación serial dado que está cercano a dos. El correlograma (ver archivos) de los residuos también demuestra la no existencia de autocorrelación de los residuos.

En la segunda ecuación, el modelo EGARCH no produjo un rezago de la varianza condicional pero sí hay un α positivo (3.07) y un γ negativo (-0.49) que denuncian la existencia del efecto apalancamiento entre el comporamiento del PIB real y la tasa de crecimiento poblacional, es decir, malas noticias sobre una caída en el crecimiento económico producen un mayor efecto en la reducción de la población (emigración y/o reducción de la tasa de natalidad) que lo que noticias de mejoría pueden producir sobre la tasa poblacional, es decir, el crecimiento económico no estimula a las familias a tener más hijos o a no emigrar.

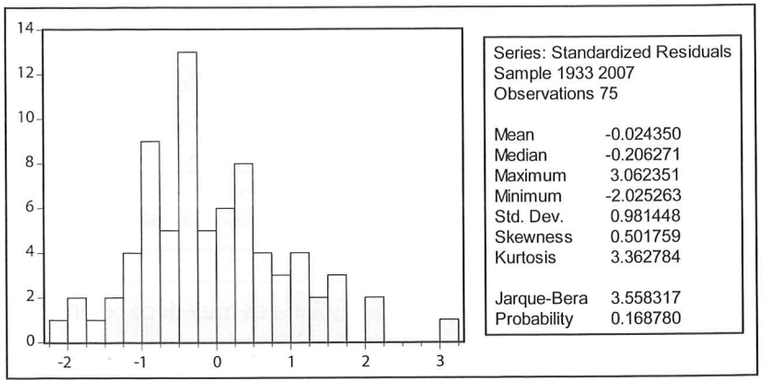
Las pruebas de la heteroscedasticidad, Tabla 3.12, demuestran que los residuos de la regresión final son homocedásticos tipo Arch. El Gráfico 3.7 muestra los indicadores de los residuos en los que se indica que hay un 16.88% de probabilidad de que los residuos sean normales. Infortunadamente, no hay pruebas de estabilidad estructural (como Chow) para Egarch en el sotware disponible, además este tipo de pruebas apenas están siendo publicadas.

Tabla 3.12 Prueba de Heteroscedasticidad Arch para residuos Egarch.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.824599	Prob. F(1,72)	0.3669
Obs*R-squared	0.837908	Prob. Chi-Square(1)	0.3600

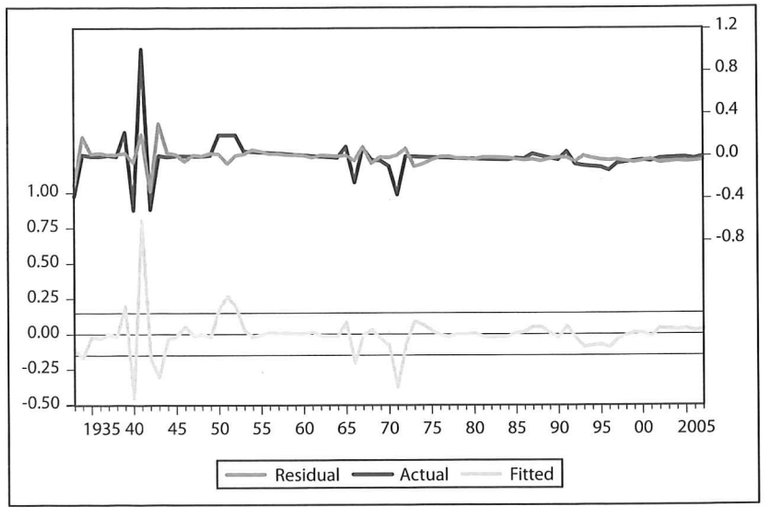
Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 3.7 Estadísticos de residuos de regresión EGARCH y Jarque-Bera



Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 3.8 Datos históricos, proyectados y residuos de EGARCH, 1933-2007.



En conclusión, la regresión obtenida presenta resultados que cumplen todos los supuestos exigidos para ser válida. A pesar de que el modelo puede presentar un coeficiente de determinación bajo, la comparación de los datos históricos y los proyectados por el modelo, Gráfico 3.8 muestra que en general el modelo describe bien el comportamiento de los datos históricos, con excepción de algunos cortos tramos en los que hay unos desfases grandes, aproximadamente, 1937- 43, 1948-1953, 1965-73 y 1992-97. No estuvo tan mal después de todo, pues recuérdese que

se trató de explicar el crecimiento poblacional con base en la tasa de crecimiento del PIB real, lo cual es limitado dada la cantidad de razones que alteran la población; le queda de tarea al lector el añadir otras variables cuantitativas y variables dicotómicas que incluyan violencia política, factores sociales, etc.

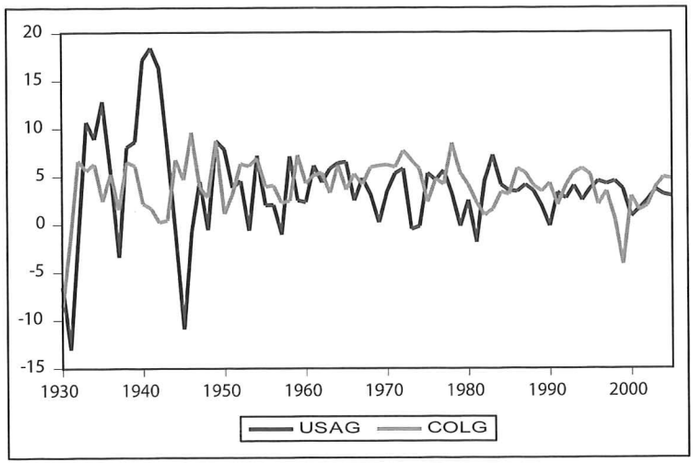
3.4. Relaciones entre la tasa de crecimiento colombiana con la de Estados Unidos y Venezuela, 1925-2007

Introducción

Siempre se ha dicho que la economía colombiana es muy dependiente de la de los Estados Unidos y de la venezolana, como resultado de la hegemonía económica mundial que ejerce el primer país y por la proximidad geográfica de ambos con Colombia que ha permitido la celebración de acuerdos de libre comercio, el Pacto Andino y otros convenios. Las variables a usar son: **Colg** como la tasa de crecimiento del PIB real de Colombia; **veng** y **usag** son las correspondientes para Venezuela y Estados Unidos, respectivamente. Los datos de Colombia y Estados Unidos van desde 1930 hasta 2005, mientras que solo se encontraron datos de Venezuela a partir de 1958.

Las estadísticas

Gráfico 3.9 Tasas de crecimiento del PIB real de Colombia (colg) y Estados Unidos (usag) 1930-2005.



Fuente: Cálculos del autor.

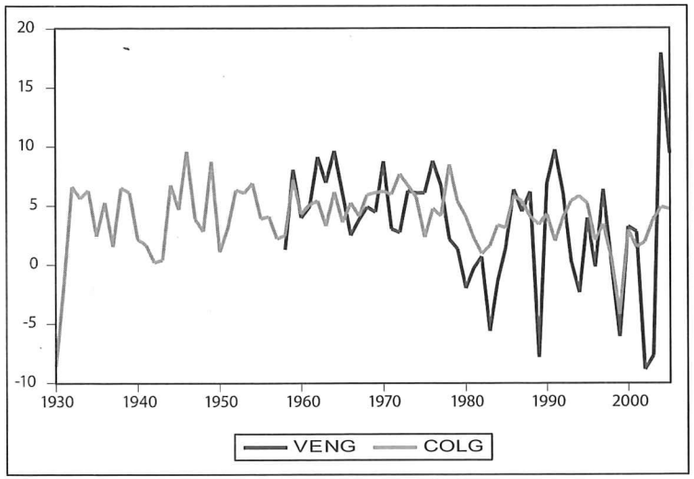
El Gráfico 3.9, muestra que a partir de los años cincuenta parece haber una relación estrecha entre la tasa de crecimiento del PIB real de Estados Unidos y Colombia; la tasa de crecimiento colombiana se comporta en forma rezagada con respecto de la de Estados Unidos, excepto en los últimos años de la década de los noventa. En el Gráfico 3.10 no parece haber evidencia de relación alguna entre Colombia y Venezuela.

Tabla 3.13 Estadísticas de las series colg, usag y veng. 1930-2005.

Sample: 1930 2005			
	COLG	USAG	VENG
Mean	3.995356	3.681144	3.356751
Median	4.146685	3.650000	3.966971
Maximum	9.609950	18.43057	17.90000
Minimum	-8.600041	-13.04814	-8.877750
Std. Dev.	2.773144	4.934472	5.195363
Skewness	-1.475110	-0.072733	-0.315479
Kurtosis	7.834161	5.960979	3.698121
Jarque-Bera	101.5642	27.83043	1.770964
Probability	0.000000	0.000001	0.412515
Sum	303.6470	279.7670	161.1241
Sum Sq. Dev.	576.7747	1826.176	1268.615
Observations	76	76	48

Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 3.10 Tasas de crecimiento del PIB real de Colombia (colg) y Venezuela (veng) 1958-2005.



Fuente: Cálculos del autor.

Comparando (Tabla 3.13) las tasas de crecimiento del PIB real de Colombia y Estados Unidos se observa un fuerte contraste: a pesar de que la economía de Estados Unidos fue la más grande del mundo a lo largo del siglo XX, su crecimiento se caracterizó por una alta volatilidad, es decir, una economía fuertemente fluctuante entre contracciones y expansiones, mientras que la economía colombiana se caracterizó por la estabilidad dentro de la pequeñez. Las series de crecimiento de ambos países no tienen distribución normal estándar como lo determina el indicador Jarque-Bera. Entre 1930-2006, la tasa del PIB real colombiana presenta un crecimiento promedio mayor (3.99) que la de Estados Unidos (3.68), igualmente es más asimétrica (-1.47) lo que indica que la concentración de los datos de crecimiento se concentra en el lado derecho, es decir, tasas de crecimiento mayores que la tasa promedio 3.99 y más leptokurtótica (7.83) mostrando que la tasa de crecimiento que con más frecuencia se dio estuvo entre el 5% y el 6%. Las de Estados Unidos, por el contrario, están más simétricamente distribuidas, lo cual indica que este país ha tenido más años con crecimiento negativo que Colombia: la gráfica de las tasas del PIB real muestra que la depresión de los años treinta, los años siguientes a la Segunda Guerra Mundial , las guerras de Corea y Vietnam así como la crisis energética de los años setenta marcaron fuertes recesiones.

La tasa del PIB real de Estados Unidos ha sido históricamente más volátil en el período (desviación estándar de 5.09 con respecto a la colombiana de 2.77). La mayor tasa de crecimiento de Estados Unidos fue de 18.43%, año 1941, y la mínima de -13.04 % para el año 1932. Para Colombia, la mayor caída se produjo en el año 1930 con -8.60% y el año de mayor crecimiento fue 1946 con una tasa de 9.60%. La gráfica muestra que la estrecha relación entre la tasa de crecimiento colombiana con la de Estados Unidos ya se nota desde 1930, sin embargo, ésta se acentúa en los sesenta. El movimiento de las variables era muy disparejo para 1930-1960, sin embargo, se nota que la recesión dada en Colombia en 1930 coincide con la que se da en los Estados Unidos con señales de dependencia de nuestra economía con la de ese país.

En lo que respecta a Venezuela, se obtuvieron datos del PIB real desde 1958 (FMI). Durante el período 1958 – 2006, la economía más volátil de los tres países es la de Venezuela, específicamente durante el gobierno de Chávez (desde 1999 hasta hoy) en el cual la tasa mínima de crecimiento fue negativa, de -8.87% para el año 2002 y la máxima fue de 17.9% para el 2004 mientras que las tasas colombianas han fluctuado entre -4.20% en 1999 y 8.47% en 1978.

Estacionariedad, cointegración, Granger y VECM

La Tabla 3.14 resume los resultados de la prueba PP para cada serie. Las series **colg**, **usag** y **veng** son estacionarias, sin embargo, se trabajará en las regresiones con **dcolg**, **dveng** y **dusag** que representan la primera diferencia aritmética de las anteriores.

Tabla 3.14 Prueba ERS, estacionariedad para colg, usag, veng. 1930-2005.

Null Hypothesis: COLG has a unit root. Exogenous: Constant Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11) Sample: 1930 2005. Included observations: 76		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		14.21868
Test critical values:	1% level	1.911600
	5% level	3.042800
	10% level	4.045200
Null Hypothesis: USAG has a unit root. Exogenous: Constant Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11) Sample: 1930 2005. Included observations: 76		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		3.429586
Test critical values:	1% level	1.911600
	5% level	3.042800
	10% level	4.045200
Null Hypothesis: VENG has a unit root. Exogenous: Constant, Linear Trend Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=9) Sample (adjusted): 1958 2005. Included observations: 48 after adjustments		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		1.770002
Test critical values:	1% level	4.220000
	5% level	5.720000
	10% level	6.770000
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)		

Fuente: Cálculos del autor.

La prueba ERS indica que las series colg y usag no son estacionarias al 95% (se acepta Ho) mientras que la serie veng sí es estacionaria (rechaza Ho), lo que forzará a practicar una primera diferenciación aritmética para transformar las dos primeras variables en series estacionarias. Nótese que en el Cuadro de Eviews, se informa si la serie presentó intercepto (constant) y tendencia (linear trend), infor-

mación necesaria para ejecutar la prueba de estacionariedad. A partir de ahora en adelante se deja que el lector lo lea en el cuadro y corrobore en los archivos de Eviews en el CD.

Aplicando Granger, Johansen y el VECM a las primeras diferencias, **dcolg**, **dveng** y **dusag** se obtienen los siguientes resultados de las Tablas 3.15, 3.16 y 3.17.

Tabla 3.15 Prueba de Granger para dcol, dusa y dven.

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1930 2005
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DUSA does not Granger Cause DCOL	73	2.37397	0.1008
DCOL does not Granger Cause DUSA		1.59213	0.2110
DVEN does not Granger Cause DCOL	45	0.79043	0.4606
DCOL does not Granger Cause DVEN		0.08891	0.9151
DVEN does not Granger Cause DUSA	45	1.03790	0.3635
DUSA does not Granger Cause DVEN		0.00938	0.9907

Fuente: Cálculos del autor.

De acuerdo con Granger (Tabla 3.15) no hay posibilidad de que las tres variables guarden información que permita explicar el comportamiento de las otras, puesto que en todas las bidirecciones se acepta la hipótesis nula, es decir, las diferencias en las tasas de crecimiento de los tres países no están relacionadas; la tasa de crecimiento de Colombia no se vería explicada por las de los otros dos países, lo que es contrario a lo que muestran las pruebas de Johansen (Tabla 3.16) que muestra fuertes niveles de cointegración entre colg y las otras dos variables.

Tabla 3.16 Prueba de Johansen para dcol y dusa. 1930-2005.

Johansen. Sample: 1930 2005
Included observations: 72
Series: DCOL DUSA
Lags interval: 1 to 2

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: Cálculos del autor

Tabla 3.17 Prueba de Johansen para dcol y dven.

Johansen. Sample: 1930 2005
Included observations: 44
Series: DCOL DVEN
Lags interval: 1 to 2

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: Cálculos del autor.

Tanto la Tabla 3.16 como la Tabla 3.17, muestran que para todos los tipos de la prueba de Johansen hay dos vectores de cointegración de Colombia con Venezuela y Estados Unidos.

El VECM (Vector Error Correction Model, Tabla 3.18) muestra un vector de cointegración significativo. Las tres ecuaciones d(dcol), d(dusa) y d(dven) presentan resultados sorprendentes. La primera ecuación d(dcol) solamente tiene como significativos los rezagos 1 y 2 de la misma variable dependiente, mientras que la ecuación de cointegración no es significativa ni las d(dusa) y d(dven) lo son , indicando que estas dos últimas no afectan el crecimiento del PIB colombiano; a pesar de todo esta ecuación presenta el mejor Akaike de las tres y un R cuadrado del 50%. La tercera ecuación, la de d(dven) muestra el alto grado de dependencia de la economía venezolana de la colombiana y de Estados Unidos puesto que las variables explicativas de estos son significativas, el coeficiente de la ecuación de cointegración es significativo, presenta un R cuadrado de casi el 63% y la prueba F para cada una de las tres ecuaciones acepta la hipótesis alternativa al 95%. Las ecuaciones de Estados Unidos y Venezuela tienen el coeficiente de la cointegración significativo pero la colombiana no. Esto significa que el grado de dependencia de Venezuela de Estados Unidos es mucho mayor que el de Colombia con Estados Unidos, lo cual es comprensible pues Estados Unidos es el principal comprador del petróleo venezolano y a su vez Estados Unidos tiene en Venezuela uno de sus principales proveedores de petróleo; las exportaciones venezolanas se centran en el petróleo, mientras que Colombia exporta una variedad de productos. En conclusión, este cuadro enseña que Venezuela depende más de Colombia que

viceversa y que Venezuela depende más de Estados Unidos que lo que Colombia depende de este.

Tabla 3.18 VECM. Ecuación de cointegración.

Vector Error Correction Estimates
Sample (adjusted): 1962 2005
Included observations: 44 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1		
DCOL(-1)	1.000000		
DUSA(-1)	1.412184		
	(0.39976)		
	[3.53259]		
DVEN(-1)	-1.463374		
	(0.20794)		
	[-7.03742]		
C	0.423569		
Error Correction:	D(DCOL)	D(DUSA)	D(DVEN)
CointEq1	0.029302	-0.463920	1.583663
	(0.13230)	(0.14707)	(0.32825)
	[0.22149]	[-3.15447]	[4.82454]
D(DCOL(-1))	-0.879642	0.210701	-1.268591
	(0.19350)	(0.21511)	(0.48011)
	[-4.54594]	[0.97952]	[-2.64228]
D(DCOL(-2))	-0.305513	0.059770	-0.822340
	(0.16644)	(0.18502)	(0.41296)
	[-1.83562]	[0.32305]	[-1.99133]
D(DUSA(-1))	0.095280	-0.365929	-1.457146
	(0.16175)	(0.17981)	(0.40134)
	[0.58905]	[-2.03507]	[-3.63074]
D(DUSA(-2))	0.104646	-0.288948	-0.557240
	(0.12493)	(0.13888)	(0.30998)
	[0.83763]	[-2.08055]	[-1.79768]

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

D(DVEN(-1))	-0.032398	-0.427598	0.928775
	(0.15569)	(0.17307)	(0.38629)
	[-0.20810]	[-2.47065]	[2.40434]
D(DVEN(-2))	-0.037146	-0.230758	0.328312
	(0.09776)	(0.10867)	(0.24256)
	[-0.37998]	[-2.12339]	[1.35354]
C	0.041830	0.187911	-0.675632
	(0.39898)	(0.44353)	(0.98995)
	[0.10484]	[0.42367]	[-0.68249]
R-squared	0.581507	0.563157	0.689321
Adj. R-squared	0.500133	0.478215	0.628911
Sum sq. resids	239.7531	296.2831	1475.995
S.E. equation	2.580661	2.868813	6.403114
F-statistic	7.146134	6.629912	11.41072
Log likelihood	-99.73254	-104.3901	-139.7171
Akaike AIC	4.896934	5.108639	6.714412
Schwarz SC	5.221332	5.433037	7.038810
Mean dependent	-0.022045	-0.090909	-0.214699
S.D. dependent	3.650092	3.971516	10.51119
Determinant resid covariance (dof adj.)		1613.104	
Determinant resid covariance		883.5105	
Log likelihood		-336.5458	
Akaike information criterion		16.52481	
Schwarz criterion		17.61965	

Fuente: Cálculos del autor.

Construyendo el modelo

Para describir lo anteriormente dicho, se trató de construir un modelo (Tabla 3.19) que explique el crecimiento del PIB real colombiano en función del crecimiento del PIB real estadounidense. Inicialmente se corrió una regresión por MCO para el período 1930-1960 (dado que las estadísticas de ambos países no parecen estar correlacionadas según las gráficas y una exploración introductoria a los números) relacionando dcol con respecto a dusa, sin embargo, el coeficiente de dusa no es significativo, mientras que los supuestos de la regresión de MCO (no autocorrelación, homocedasticidad y normalidad de los residuos) se cumplen. Con base en lo anterior, se podría concluir que a pesar de que Colombia mantuvo estrechas

relaciones comerciales con los Estados Unidos, especialmente exportando productos agropecuarios como el café, el crecimiento del PIB real colombiano no fue significativamente determinado por el comportamiento del PIB real de ese país durante 1930-1960.

Tabla 3.19 Regresión dcol y dusa. 1930-1960.

Dependent Variable: DCOL
Method: Least Squares
Date: 10/15/08 Time: 11:43
Sample (adjusted): 1931 1960
Included observations: 30 after adjustments
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.407145	0.720798	0.564853	0.5767
DUSA	0.074252	0.115005	0.645647	0.5238

R-squared	0.017278	Mean dependent var	0.429001
Adjusted R-squared	-0.017819	S.D. dependent var	3.929138
S.E. of regression	3.963990	Akaike info criterion	5.656720
Sum squared resid	439.9700	Schwarz criterion	5.750133
Log likelihood	-82.85079	F-statistic	0.488697

Fuente: Cálculos del autor.

En vista de los resultados anteriores, se corrió la regresión, Tabla 3.20, en que dcol es función de dusa y dven para 1958- 2005 ya que solamente hay datos de Venezuela a partir de 1958. El modelo definitivo fue un MCO en el que no hay rastros de heteroscedasticidad ARCH en los residuos (Tabla 3.21) que hubiera llevado a ensayar un modelo tipo ARCH.

El modelo obtenido es:

$$DCOL = -0.006177 + 0.224762*DUSA_{t-1} + 0.112443*DVEN_t - 0.428018*U_{t-1} - 0.356832*U_{t-4} - 0.281276*U_{t-5}$$

La regresión muestra unos coeficientes significativos y con signo positivo para dusa(-1) y dven como era de esperarse. El coeficiente dusa(-1) es 0.224 cuyo significado es: un incremento del 1% en el PIB real de Estados Unidos, rezagado un año, generó un incremento del PIB real colombiano en 0.224%; un crecimiento del PIB real venezolano del 1% en un año, produjo un aumento del PIB real colombiano en 0.112% para el mismo año; la suma de los dos coeficientes da 0.337, es decir, por cada 1% de crecimiento de ambos países, el efecto total fue de un crecimiento del

0.337% para Colombia. El R^2 ajustado es aproximadamente el 28% mientras que el restante 72% estuvo determinado por otros factores, por ejemplo, el consumo interno. El signo positivo de los coeficientes significa que Colombia ha acelerado su tasa de crecimiento cuando ha habido crecimiento en estos países y se desaceleró cuando hubo recesiones en ellos. La prueba F indica que todas las variables regresoras son conjuntamente significativas en un 99.6%, (1- 0.004)%, acepta Ha.

Tabla 3.20 Regresión MCO. dcol en función de dusa y dven. 1958-2005.

Dependent Variable: DCOL
Method: Least Squares
Date: 10/06/08 Time: 18:37
Sample (adjusted): 1964 2005
Included observations: 42 after adjustments
Convergence achieved after 10 iterations
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006178	0.140894	-0.043846	0.9653
DUSA(-1)	0.224762	0.071051	3.163388	0.0032
DVEN	0.112444	0.050380	2.231911	0.0319
AR(1)	-0.428019	0.173096	-2.472727	0.0183
AR(4)	-0.356833	0.160071	-2.229212	0.0321
AR(5)	-0.281277	0.145463	-1.933664	0.0610

R-squared	0.366926	Mean dependent var	0.034048
Adjusted R-squared	0.278999	S.D. dependent var	2.240297
S.E. of regression	1.902275	Akaike info criterion	4.255542
Sum squared resid	130.2715	Schwarz criterion	4.503781
Log likelihood	-83.36639	F-statistic	0.004301

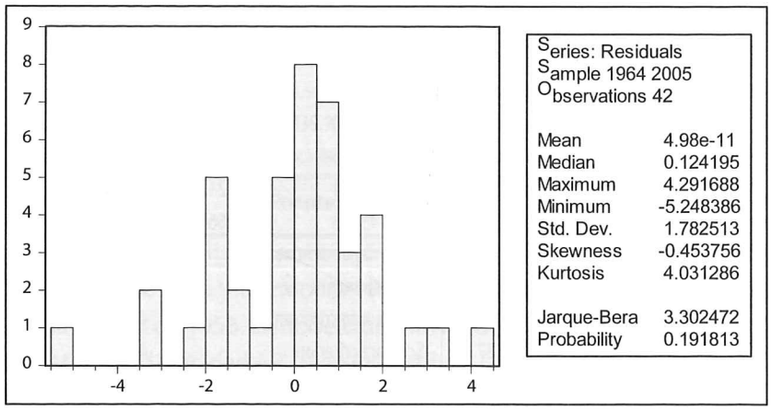
Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 3.21 Pruebas Breusch-Godfrey, White, Heteroscedasticidad ARCH en residuos de regresión MCO.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.388761	Prob. F(2,34)	0.2632
Obs*R-squared	3.171936	Prob. Chi-Square(2)	0.2047
Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.480435	Prob. F(20,21)	0.9466
Obs*R-squared	13.18466	Prob. Chi-Square(20)	0.8693
Scaled explained SS	14.68156	Prob. Chi-Square(20)	0.7943
Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.184144	Prob. F(1,39)	0.6702
Obs*R-squared	0.192677	Prob. Chi-Square(1)	0.6607

La regresión presenta un Durbin-Watson (DW de ahora en adelante) de 2.03, que niega la posibilidad de autocorrelación serial; hay rezagos (1, 4 y 5) de los residuos de la regresión que son significativos, sin embargo, ante una posibilidad de dudas sobre el DW, se muestra el resultado de la prueba de Breusch-Godfrey para autocorrelación serial en la Tabla 3.21 la prueba concluye que hay un 26.32% de probabilidad de aceptar la Ho, es decir, no hay autocorrelación serial en los residuos de la regresión. También se presenta la prueba de White la cual concluye que hay un 94.66% de probabilidad de aceptar la Ho de homocedasticidad en los residuos; igualmente la prueba de heteroscedasticidad tipo ARCH afirma que los residuos no presentan esta clase de heteroscedasticidad, por lo que no es necesario explorar modelos de la familia ARCH.

Gráfico 3.11 Estadísticas de los residuos.



Fuente: Cálculos del autor.

Finalmente, la prueba de Jarque-Bera determina que los residuos tienen distribución normal pues hay un 19.18% de probabilidad (superior al 5%) de aceptar la Ho, de que los residuos tengan distribución normal.

En conclusión, los cuadros anteriores muestran que la regresión obtenida cumple con los requisitos de homoscedasticidad, no autocorrelación serial y normalidad de los residuos. Importantes son las pruebas de Cointegración de Johansen que tratan de probar condiciones de equilibrio de largo plazo entre las variables analizadas. Éstas, aplicadas por separado para Colombia con Estados Unidos y Venezuela, muestran la existencia de dos vectores de cointegración con ambos

países, confirmando que el modelo MCO descrito permite cuantificar relaciones de largo plazo entre la economía colombiana y sus dos socios comerciales. Se concluye entonces que la economía colombiana está fuertemente atada al crecimiento de Estados Unidos y Venezuela y que hay una mayor integración de la economía colombiana con la de Estados Unidos que con la de Venezuela.

Bibliografía

Greene, William H. (2000). Econometric Analysis, cuarta edición. Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.

Gujarati, Damodar (2004). Econometría básica. Ed. McGraw-Hill.

Johnston, J. (1984). Econometric Methods. Tercera edición. McGraw-Hill, Nueva York.

Maddala, G.S. (1992).Econometría. Ed McGraw-Hill.

Novales, Alfonso (1993). Econometría. 2da. edición. Ed. McGraw-Hill.

Pindyck, Robert y Daniel Rubinfeld (2002). Modelos econométricos y pronóstico económico. Ed. McGraw-Hill.

Pulido, Antonio (1987). Modelos econométricos. 2da. Edición. Ed. Pirámide

Wooldridge, Jeffrey M.(2001). Introducción a la Econometría. Un enfoque moderno. Editorial Thomson-Learning.

EViews 7 User's Guide I y II. Copyright © 1994–2007 Quantitative Micro Software, LLC

Sarmiento, Alfredo y Jorge Iván González, Carlos Eduardo Alonso, Roberto Angulo, Francisco Espinosa (2005). Crecimiento pro-poor en Colombia. 1996-2004. Archivos de Economía. Documento 283. Dirección de Estudios Económicos. Departamento Nacional de Planeación. Mayo.

Khodour-Costéras, David (2007). ¿Por Qué Emigran los Colombianos? Un Análisis Departamental Basado en el Censo de 2005. Universidad Externado de Colombia, Bogotá, Colombia, Marzo. www.economiainstitucional.com/html/No16/v9n16a10.

Capítulo 4

La función del consumo privado

Introducción[1]

Se analizarán los dos modelos más tratados por la bibliografía macroeconómica y econométrica: el keynesiano y el del ingreso permanente desarrollado por Milton Friedman. El modelo keynesiano explica el comportamiento del consumo de los hogares en función del ingreso disponible y el modelo de Friedman asume que el consumo depende del nivel de ingreso permanente generado por una riqueza acumulada por los consumidores, sin embargo, se añadieron como variables regresoras, las tasas de interés de crédito, de depósito (DTF) [2] y la tasa de cambio real del peso/dólar de los Estados Unidos, basándose en los siguientes argumentos:

- Relación inversa entre consumo y tasas de crédito. Si sube la tasa de interés en tarjetas de crédito, es de esperar que el consumo disminuya.
- Relación inversa entre tasa de interés de depósitos y consumo. Aquí la relación es ambigua, es decir, puede ocurrir que si la tasa de interés de los depósitos sube, se estimule el ahorro y se reduzca el consumo, o puede darse que si suben los intereses de depósitos, los ahorradores usen estos ingresos para consumir.

---

1 Ver en bibliografía otras publicaciones relacionadas con la función consumo aplicada para Colombia.

2 La tasa para los certificados de depósitos a término fijo (DTF) fue creada en 1982 por el Banco de la República; dicha tasa fue regulada principalmente por las siguientes resoluciones: 109 de 1983, 42 de Julio de 1988 y 17 del 18 de junio de 1993, expedidas por el mismo banco.

- Si la tasa de cambio nominal (TCN) peso/dólar aumenta, lo cual implica devaluación del peso, el costo de las materias primas (y bienes de consumo) importadas aumenta, generan presión inflacionaria y reducen el consumo de bienes finales, por lo tanto, un aumento de la tasa real de cambio, TCR, debería reducir el consumo.

Las series son anuales y corresponden al período 1950-1995, a precios constantes de 1975, como ya se dijo anteriormente, las series macroeconómicas han sido empalmadas a pesar de los cambios metodológicos con tal de hacer el ejercicio. Dado que las variables no son estacionarias (Gráficos 4.1 y 4.2) y para obtener coeficientes expresados en términos porcentuales, se expresaron las variables en logaritmos naturales y en primeras diferencias:

- lcons = logaritmo natural del consumo hogares deflactado, precios de 1975
- Lyd = el logaritmo natural del ingreso disponible deflactado, precios de 1975.
- cred = tasa de crédito bancario, efectiva anual, en términos reales, es decir, la tasa dividida por la tasa de inflación anual (infl) para cada mes. La fórmula es:

$$cred = (((1+ tasa\ cred)/(1+ infl))-1)*100$$

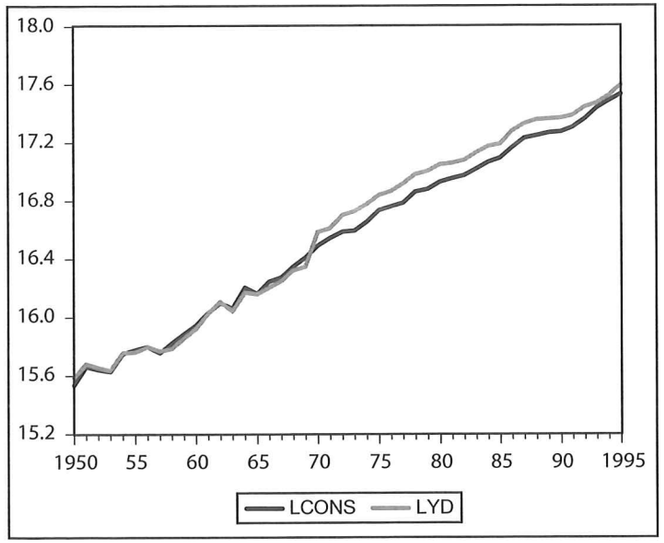
  La tasa de crédito corresponde a la "Tasa activa total del sistema" publicada por el Banco de la República.[3]
- dcred = cred – cred(-1); primera diferencia anual de la tasa de crédito real.
- ddepo = depo – depo(-1). La primera diferencia anual de la tasa de interés real para depósitos, depo, la cual corresponde a la tasa DTF efectiva anual dividida por la inflación anual:

$$depo = (((1 + DTF)/(1+infl))-1)*100$$

  La tasa DTF se tomó del Banco de la República desde enero de 1986 hasta 1995. las tasas correspondientes a los años anteriores a 1986 son las tasas de depósito publicadas por el mismo banco.
- ltcr = logaritmo natural de la tasa de cambio real del peso con respecto al dólar de los Estados Unidos, donde TCR = TCN* (IPC eu / IPC col); TCN = Tasa de cambio nominal; IPCeu y IPCcol son los índices de precios al consumidor de Estados Unidos y Colombia, respectivamente.

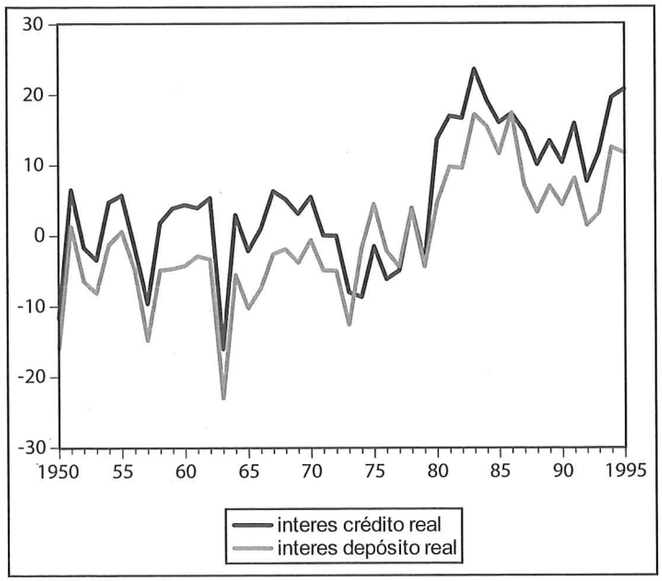
3 Tasa calculada a partir del formato 088 de la Superintendencia Financiera de Colombia. Se dejó calcular en abril de 2001.

Gráfico 4.1. Lcons-Lyd. 1950-1995.



Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 4.2. Tasas de interés real: crédito y depósitos. 1950-1995.



Fuente: Cálculos del autor.

El siguiente paso es examinar la estacionariedad de las varialbles lcons y lyd cuyos resultados se muestran a continuación.

Tabla 4.1 Estacionariedad. Prueba ERS para Lcons, Lyd. 1950-1995.

Null Hypothesis: LCONS has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=9) Sample: 1950 1995. Included observations: 46		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		9.814595
Test critical values:	1% level	4.220000
	5% level	5.720000
	10% level	6.770000
Null Hypothesis: LYD has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=9) Sample: 1950 1995. Included observations: 46		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		12.43961
Test critical values:	1% level	4.220000
	5% level	5.720000
	10% level	6.770000

Fuente: Cálculos del autor.

Como se observa en la Tabla 4.1, lcons y lyd presentan intercepto y tendencia significativos al 95%; de acuerdo con la ERS, no son estacionarias en todos los niveles (1, 5, 10%) por lo que hay que trabajar con las primeras diferencias logarítmicas de estas: **dlcons** y **dlyd.** Las diferencias logarítmicas generan cambios porcentuales continuos compuestos.

La Tabla 4.2 muestra los resultados de Johansen que confirman la cointegración entre dlcons y dlyd: hay equilibrio en el largo plazo entre estas variables, sin embargo, Granger (usando desde uno hasta trece rezagos) arroja resultados contradictorios pues afirma (para 10 rezagos) que dlyd no afecta a dlcons (aceptado con un 23.76%) y que dlcons sí afecta dlyd (aceptado con 98.67% = 1- 0.0133) lo cual es contrario a lo esperado. A continuación se construirán las más tradicionales funciones de consumo.

Tabla 4.2 Pruebas de Granger y Johansen para dlcons y dlyd.

Pairwise Granger Causality Tests Sample: 1950 1995 Lags: 10 Sample: 1950 1995 Lags: 10			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLYD does not Granger Cause DLCONS	35	1.49795	0.2376
DLCONS does not Granger Cause DLYD		3.68110	0.0133

Johansen test. Sample: 1950 1995 Included observations: 43 Series: DLYD DLCONS Lags interval: 1 to 1					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	2	2	2	2
Max-Eig	1	2	2	2	2
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					

Fuente: Cálculos del autor.

4.1. Modelo keynesiano.[4]
El consumo en función del ingreso disponible, 1950-1995

$$DLCONSt = \alpha_1 + \alpha_2 (DLYD_t) + U_t$$

Este modelo es el más antiguo, el más básico, el más sencillo y el más estudiado de los modelos de la función consumo. Nótese que no se ha incluído rezagos del ingreso disponible pues se hará más adelante con el modelo de Friedman. Los resultados de la regresión se presentan en la Tabla 4.3. El coeficiente del ingreso disponible o propensión marginal al consumo es positivo como lo indica la teoría y es significativo al 95%. El valor de 0.63 da a entender que entre 1950-1995, por cada 1% en que se incrementó el ingreso disponible, el consumo se incrementó en 0.63%. La significancia estadística del ingreso disponible indica que el consumo actual o efectuado en un período dado depende en un alto porcentaje del ingreso disponible actual o ganado en el mismo período, fenómeno apoyado en el hecho de que la mayoría de los consumidores colombianos son de ingresos medios y bajos; en ejemplos siguientes se corroborará la importancia del ingreso disponible actual.

4 Keynes, John Maynard (1936). The General Theory of Employment, Interest and Money. McMillan and Co.

El DW denota la existencia de autocorrelación serial y la prueba de White indica que hay heteroscedasticidad pues se acepta la hipótesis alternativa en un 100%. Si corregimos la autocorrelación, como se presenta en la Tabla 4.4, se mejoran los resultados pero no se corrige la heterocedasticidad de acuerdo con la prueba White, pues se sigue aceptando la hipótesis alternativa en un 100%. La persistencia de la heteroscedasticidad no es sorpresa pues es sabido que la función consumo, como todas aquellas variables que dependen de los niveles de ingreso, se caracteriza por la heterocedasticidad. Después de ensayar diferentes modelos se detectó el EGARCH(1,0,0), Tabla 4.5, la cual evidencia la existencia de la heterocedasticidad pues la segunda ecuación correspondiente a la varianza condicional, es significativa; el DW se mantiene en valores cercanos a 2.0; el grado de significancia del ingreso disponible se cuatruplica; el R-cuadrado se aproxima al 61% e incluso esta última regresión tiene un menor Akaike (- 4.67) que la del MCO de la Tabla 4.4 Algo importante es que el coeficiente de la propensión marginal a consumir se incrementa a 0.6875%.

Tabla 4.3 Modelo Keynesiano con autocorrelación serial. 1950-1995.

Dependent Variable: DLCONS
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1951 1995
Included observations: 45 after adjustments
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.016270	0.006933	2.346882	0.0236
DLYD	0.630301	0.173980	3.622833	0.0008

R-squared	0.585926	Mean dependent var	0.044346
Adjusted R-squared	0.576297	S.D. dependent var	0.040577
S.E. of regression	0.026413	Akaike info criterion	-4.386525
Sum squared resid	0.029998	Schwarz criterion	-4.306229
Log likelihood	100.6968	Hannan-Quinn criter.	-4.356591
F-statistic	60.84621	Durbin-Watson stat	2.734473
Prob(F-statistic)	0.000000		

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	44.73074	Prob. F(2,42)	0.0000
Obs*R-squared	30.62316	Prob. Chi-Square(2)	0.0000
Scaled explained SS	47.44439	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 4.4 Keynesiano con elementos autorregresivos. 1950-1995.

Dependent Variable: DLCONS
Method: Least Squares
Included observations: 44 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.017450	0.005710	3.055818	0.0039
DLYD	0.586680	0.134733	4.354400	0.0001
AR(1)	-0.426302	0.124325	-3.428943	0.0014

R-squared	0.668578	Mean dependent var	0.042474
Adjusted R-squared	0.652411	S.D. dependent var	0.039031
S.E. of regression	0.023012	Akaike info criterion	-4.639894
Sum squared resid	0.021711	Schwarz criterion	-4.518245
Log likelihood	105.0777	Hannan-Quinn criter.	-4.594781
F-statistic	41.35465	Durbin-Watson stat	2.218471
Prob(F-statistic)	0.000000		

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	6.933080	Prob. F(5,38)	0.0001
Obs*R-squared	20.99043	Prob. Chi-Square(5)	0.0008
Scaled explained SS	23.42687	Prob. Chi-Square(5)	0.0003

Fuente: Cálculos del autor.

Con base en el EGARCH(1,0,0), la función consumo para 1950-1995 es:

- $DLCONS_t = 0.013628 + 0.687577 * DLYD_t - 0.3681977 * U_{t-1}$
- $Log(\sigma^2_t) = -8.39890416905 + 0.898532672695 * ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1})$

Tabla 4.5 Keynesiano con EGARCH(1,0,0). 1950-1995.

Dependent Variable: DLCONS
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 1952 1995
Included observations: 44 after adjustments
Convergence achieved after 15 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(4) + C(5)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.013628	0.002503	5.445200	0.0000
DLYD	0.687577	0.043736	15.72092	0.0000
AR(1)	-0.368198	0.119119	-3.091004	0.0020

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Variance Equation				
C(4)	-8.398904	0.297168	-28.26318	0.0000
C(5)	0.898533	0.329252	2.729013	0.0064
R-squared	0.651682	Mean dependent var		0.042474
Adjusted R-squared	0.615957	S.D. dependent var		0.039031
S.E. of regression	0.024188	Akaike info criterion		-4.679569
Sum squared resid	0.022818	Schwarz criterion		-4.476820
Log likelihood	107.9505	Hannan-Quinn criter.		-4.604380
F-statistic	18.24169	Durbin-Watson stat		2.239713
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Cálculos del autor.

La segunda ecuación presenta un coeficiente del valor absoluto de los residuos estandarizados, positivo, sin embargo, no hay presencia del efecto apalancamiento pues el coeficiente γ, (explicado en capítulo 2) no resultó significativo, es decir, no hay presencia de asimetrías en el comportamiento del consumo: decisiones sobre consumo no son volátiles debido a buenas o malas noticias del entorno económico (o político), reiterando lo dicho: la mayoría de los consumidores colombianos son de ingresos bajos y medios por lo que no tienen capacidad para variar patrones de consumo y su consumo depende estrictamente del ingreso disponible en el mismo período.

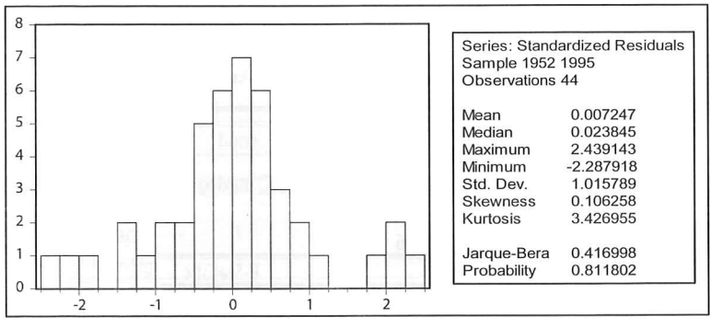
Queda por observar el comportamiento de los residuos de la regresión escogida. La Tabla 4.6 muestra que los residuos son homocedáticos a la luz de la prueba de heteroscedasticidad ARCH; se acepta la hipótesis nula en un 76.73%.

Tabla 4.6 Prueba de Heteroscedasticidad ARCH de los residuos de EGARCH para la función consumo.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.088746	Prob. F(1,41)	0.7673
Obs*R-squared	0.092874	Prob. Chi-Square(1)	0.7606

Igualmente los residuos tienen un probabilidad del 81.18% de presentar distribución normal de acuerdo con el Jarque-Bera, como se ve en el Gráfico 4.3.

Gráfico 4.3 Normalidad de los residuos de EGARCH para la función consumo.



Fuente: Cálculos del autor.

4.2. Función de consumo con ingreso disponible, tasas de créditos-depósitos y tasa de cambio real para 1950-1995

Como se dijo al comienzo del capítulo, se podría pensar que un incremento en las tasas de interés de depósito podría alterar los niveles de consumo ya que muchos de los que ahorran en los diferentes mecanismos que ofrece el sistema financiero, CTD por ejemplo, viven de los intereses recibidos, de tal forma que un incremento (disminución) en la tasa DTF podría estimular (desestimular) el consumo. Para la regresión se construyó la variable "depo" que equivale a la tasa de depósitos reales y es estacionaria; hay que tener en cuenta que a partir del año 1980, la variable depo corresponde a la tasa DTF efectiva anual, deflactada. En la regresión se usa "ddepo" que es la primera diferencia de "depo".

En cuanto a las tasas de crédito aplicado a las tarjetas de crédito de consumo, no existen datos desde 1950 pues la masificación de estas tarjetas se empezó a dar desde los ochenta, sin embargo, la cobertura de estas, hoy en el 2008, no alcanza a la mayoría de la población colombiana. Aun con esta limitante, se usó la tasa de crédito que se cobra a las empresas en promedio como una variable "proxy" o similar a la de la tasa de crédito de consumo; tasas publicadas en la web del Banco de la República. Para las regresiones se usó como variable explicativa "dcred" que es la primera diferencia anual de la tasa de crédito efectiva anual y deflactada (serie cred) a pesar de que la serie cred es estacionaria al nivel del 5%, como se ve en la Tabla 4.7. Igualmente se prueba la estacionariedad de la serie depo al nivel del 5% mientras que la serie ltcr no es estacionaria en los niveles del 1%, 5% y 10% por lo

que se generó la variable "dltcr" equivalente a la primera diferencia logarítmica de la tasa de cambio real peso/dólar, serie que sí es estacionaria.

Tabla 4.7 Estacionariedad. Prueba ERS para cred, depo y ltcr.

Null Hypothesis: CRED has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=9)
Sample: 1950 1995
Included observations: 46

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		5.544339
Test critical values:	1% level	4.220000
	5% level	5.720000
	10% level	6.770000

Null Hypothesis: DEPO has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=9)
Sample: 1950 1995
Included observations: 46

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		4.832133
Test critical values:	1% level	4.220000
	5% level	5.720000
	10% level	6.770000

Null Hypothesis: LTCR has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=9)
Sample: 1950 1995
Included observations: 46

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		8.621493
Test critical values:	1% level	4.220000
	5% level	5.720000
	10% level	6.770000

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

Enseguida se pasa a ejecutar la prueba de Johansen, detallada en la Tabla 4.8 en donde se muestra la alta cointegración de las variables dlcons y dcred, ddepo y dltcr; sin embargo, las pruebas de Granger correspondientes no dan indicios de que dcred, ddepo y dltcr puedan ayudar a explicar el comportamiento de dlcons. Como ya se ha dicho anteriormente, la prueba de Granger puede ser imprecisa cuando hay más de una variable regresora; se confiará en el resultado de Johansen.

Tabla 4.8 Prueba de Johansen para dlcons, dcred y ddepo.

Johansen test. Sample: 1950 1995
Included observations: 43
Series: DLCONS DCRED
Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	2	2	2	2
Max-Eig	1	2	2	2	2

Series: DLCONS DLTCR
Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	2	2	2	2
Max-Eig	1	2	2	2	2

Series: DLCONS DDEPO
Lags interval: 1 to 1

Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	2	2	2	2
Max-Eig	1	2	2	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: Cálculos del autor.

Se corrieron regresiones en las que dlcons está en función de dcred, dlcons y dltcr. Se obtuvo dos regresiones aceptables con el EGARCH ya que la función consumo es altamente heterocedástica. **En ninguna de las dos la variable dltcr fue significativa, o sea que la devaluación no afectó los niveles de consumo entre 1950-1995.**

La primera, descrita en la Tabla 4.9 en la cual la variable ddepo es significativa y con signo positivo, o sea una relación directa entre el consumo y la tasa DTF, dando a entender que un cambio del 1% en la tasa DTF produce un cambio del 0.001436% en el consumo. La verdad es que el efecto de la tasa DTF en el consumo es prácticamente nulo a pesar de ser estadísticamente significativo: con un coeficiente de casi cero, lo que se puede concluir es que cambios en la DTF no alteraron los niveles de consumo durante el período estudiado y que el consumo fue esencialmente determinado por el ingreso disponible. Las ecuaciones finales son:

- $DLCONS_t = 0.017612 + 0.604189 * DLYD_t + 0.001436 * DDEPO_t$
- $Log\ (\sigma^2) = -9.02598 + 1.474329 * ABS\ (U_{t-1} / \sigma_{t-1})$

Nótese que no hay efecto apalancamiento de acuerdo con la segunda ecuación; no hay residuos rezagados, el R-cuadrado es del 65.46% y la propensión marginal al consumo es 0.60, muy similar a la del aparte anterior. El Jarque-Bera de los residuos estima la probabilidad de estos de tener distribución normal en un 77.56%.

Tabla 4.9 Dlcons en función de dlyd y ddepo. EGARCH(1,0,0).

Dependent Variable: DLCONS
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 1951 1995
Included observations: 45 after adjustments
Convergence achieved after 43 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(4) + C(5)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.017612	0.004220	4.173275	0.0000
DLYD	0.604189	0.068113	8.870368	0.0000
DDEPO	0.001436	0.000303	4.736415	0.0000
Variance Equation				
C(4)	-9.025980	0.342119	-26.38260	0.0000
C(5)	1.474329	0.363066	4.060776	0.0000

R-squared	0.686021	Mean dependent var	0.044346
Adjusted R-squared	0.654624	S.D. dependent var	0.040577
S.E. of regression	0.023847	Akaike info criterion	-4.831964
Sum squared resid	0.022746	Schwarz criterion	-4.631223
Log likelihood	113.7192	Hannan-Quinn criter.	-4.757130
F-statistic	21.84930	Durbin-Watson stat	2.780621
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Cálculos del autor.

La segunda regresión, Tabla 4.10, incluye dlyd, dcred y ddepo como explicativas. Se obtuvo un EGARCH(1,1,1) con efecto apalancamiento de signo positivo. La propensión marginal al consumo es de 0.68, similar a las anteriores, y aunque con coeficientes cercanos a cero, de todos modos significativos, los coeficientes de dcred y ddepo tienen los signos correctos: un aumento en la tasa de crédito del 1%, redujo el consumo en 0.000259% mientras que igual incremento en la tasa DTF aumentó el consumo en 0.00077%. La forma final de la ecuación es:

- $DLCONS = 0.015433 + 0.68 * DLYD_t - 0.000259 * DCRED_{t-1} + 0.00077 * DDEPO_t$
- $Log\ (\sigma^2) = -6.2629 + 2.126 * ABS\ (U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 0.4058 * (Ut-1/\sigma t-1) + 0.43 * Log\ (\sigma^2)_{t-1}$

La ecuación de la varianza condicional indica que hay mucha volatilidad por varias razones: primero, la regresión del consumo tiene dos variables con signo contrario y a pesar de que son relacionadas, no siempre se mueven en la misma proporción y en esta regresión no presentan multicolinealidad de acuerdo con la tabla de varianza-covarianza de los betas, segundo, la varianza condicional rezagada un período es significativa, es decir, se arrastra una volatilidad desde períodos anteriores; tercero, el hecho de que los otros dos coeficientes de la segunda regresión sean positivos indica que cambios inesperados en las tasas de interés y niveles de ingreso aumentarán fuertemente la volatilidad del consumo, específicamente en los consumidores de mayores ingresos que son los que mayor capacidad de ahorro tienen y más sensibles son a los cambios en las tasas de interés. El hecho de que el coeficiente del efecto apalancamiento sea positivo (0.4058) significa que las noticias buenas tienen más impacto sobre el comportamiento de la variable consumo que las noticias malas.

Tabla 4.10 Dlcons en función de dlyd, dcred y ddpo. EGARCH(1,1,1).

Dependent Variable: DLCONS
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 1952 1995
Included observations: 44 after adjustments
Convergence achieved after 29 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(5) + C(6)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(7)
*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(8)*LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.015443	0.000888	17.40019	0.0000
DLYD	0.680021	0.014818	45.89069	0.0000
DCRED(-1)	-0.000259	9.14E-05	-2.837868	0.0045
DDEPO	0.000770	7.57E-05	10.16999	0.0000
Variance Equation				
C(5)	-6.262952	0.950133	-6.591661	0.0000
C(6)	2.126278	0.293842	7.236137	0.0000

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

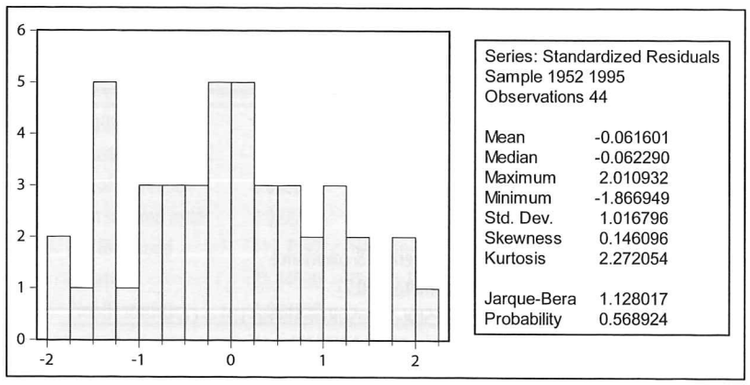
C(7)	0.405818	0.143827	2.821580	0.0048
C(8)	0.435325	0.118144	3.684716	0.0002
R-squared	0.630952	Mean dependent var		0.042474
Adjusted R-squared	0.559193	S.D. dependent var		0.039031
S.E. of regression	0.025914	Akaike info criterion		-4.857396
Sum squared resid	0.024176	Schwarz criterion		-4.532998
Log likelihood	114.8627	Hannan-Quinn criter.		-4.737094
F-statistic	8.792631	Durbin-Watson stat		2.779996
Prob(F-statistic)	0.000003			

Fuente: Cálculos del autor.

Finalmente, los indicadores de esta regresión tales como el R-cuadrado (55.91%) se redujo en comparación de la primera regresión (65%). Los demás estadísticos, como el Schwarz, log likelihood, son muy similares.

Gráfico 4.4 Estadísticos de EGARCH(1,1,1).

ARCH Test:			
F-statistic	2.001833	Probability	0.164660
Obs*R-squared	2.001748	Probability	0.157118



El Gráfico 4.4 muestra las tablas de la prueba ARCH en la que se muestra que los residuos del EGARCH(1,1,1) ya no presentan heteroscedasticidad y que se acepta la probabilidad de residuos con distribución normal en un 56.89%.

En conclusión, después de investigar con variables diferentes del ingreso disponible, como comportamiento de la tasa de cambio, tasas de depósito y crédito, se llega a la conclusión que la variable explicativa determinante del consumo

entre 1950 y 1995 fue el ingreso disponible. Incrementos de las tasas de interés por parte de las autoridades monetarias tendientes a alterar el consumo no tuvieron impacto alguno.

4.3. Función de Consumo con la Hipótesis del Ingreso Permanente, 1950-1995 (Milton Friedman)[5]

Esta teoría (que se opone a la función de consumo keynesiana) se basa en la posibilidad que las personas tienen de ahorrar parte de sus ingresos en el largo plazo, con el fin de consumir en el futuro: por ejemplo, una persona que además de recibir un sueldo mensual, ahorró y abrió un CDT, que tiene otros ingresos producidos en diferentes negocios, puede en el futuro destinar al consumo parte de los intereses que recibe mensualmente, es decir, el consumo actual no depende solamente del ingreso disponible cada fin de mes sino también de los ahorros y de otras fuentes de riqueza que se hayan generado en el pasado; el consumo futuro dependerá de los ingresos futuros y de los ahorros y nivel de riqueza que se construyan en el pasado, presente y futuro. Esta capacidad de consumo actual depende del comportamiento de las variables en diferentes períodos, por lo que la función consumo se vuelve intertemporal y los planes de consumo futuro se verán determinados por las expectativas que se tengan sobre los ingresos futuros, exactamente igual como cuando una empresa hace un presupuesto de ingresos o gastos para el próximo año o a largo plazo y decide hallar el valor presente del flujo de caja, o sea que la mecánica financiera del valor presente y el concepto del valor del dinero en el tiempo juega un papel importante en la función de consumo. Si los individuos son racionales, el consumo futuro debería planearse con base en decisiones "técnicas". Los individuos deben tomar decisiones tales como el ahorrar ahora y consumir mañana, no ahorrar y consumir ahora, en fin, todo dependerá de las expectativas de cada cual. El acto de consumir se da después de un análisis de optimización de utilidades intertemporal: qué nivel de consumo actual o consumo futuro maximiza la utilidad, dadas unas restricciones en los niveles de ingreso, nivel de riqueza y considerando el valor del dinero en el tiempo.

5 Friedman, Milton (1957). A Theory of the Consumption Function. Princeton: Princeton University Press.

Según Friedman, el ingreso corriente o actual, Y_t, se compone de dos partes: el ingreso permanente *(YP)* y el ingreso transitorio *(YT)*.

$$Y_t = YP + YT$$

El ingreso permanente es estable (ejemplo: un sueldo) mientras el transitorio es volátil (horas extras, contratos temporales). Las personas tienen que decidir si un incremento en el nivel de ingresos es permanente o transitorio; si es transitorio o temporal no será tenido en cuenta para el consumo futuro, mientras que el permanente sí, por lo cual se puede concluir que el ingreso permanente puede calificarse como un ingreso promedio, como una media o valor esperado de ingresos futuros y los ingresos transitorios generarían desviaciones alrededor de la media.

La teoría, en su versión más sencilla, considera que el consumo actual equivale a una proporción γ del nivel de ingreso permanente:

$$C_t = \gamma YP_t$$

La solución empírica de esta teoría se da bajo el esquema de Expectativas Adaptativas, en el cual se plantea que los consumidores corregirán sus expectativas cada período por una fracción γ de la diferencia entre el valor actual de la variable ingreso y su valor esperado del período anterior.

Dado $C_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t^* + U_t$ (1)

- Y_t^* = nivel de ingreso permanente, ingreso promedio esperado u óptimo en el largo plazo.
- C_t = Nivel de consumo actual.

Como las expectativas no son "observables", se muestra cómo se generan:

Partiendo de $\gamma = (Y_t^* - Y_{t-1}^*) / [\, Y_t - Y_{t-1}^* \,]$, donde el numerador representa el cambio o ajuste dado en las expectativas entre los dos períodos con base en la diferencia entre lo dado en el período actual y la expectativa que se tenía en el pasado.

$$Y_t^* - Y_{t-1}^* = \gamma\, [\, Y_t - Y_{t-1}^* \,]$$
$$Y_t^* - Y_{t-1}^* = \gamma Y_t - \gamma Y_{t-1}^*$$
$$Y_t^* = \gamma Y_t - \gamma Y_{t-1}^* + Y_{t-1}^*$$

(2) $Y_t^* = \gamma Y_t + (1 - \gamma)\, Y_{t-1}^*$; *si:* $\gamma = 1 \rightarrow Y_t^* = Y_t$; *si* $\gamma = 0 \rightarrow Y_t^* = Y_{t-1}^*$

Sustituyendo (2) en (1):

$$(1)'\ C_t = \beta_0 + \beta_1\, [\, \gamma Y_t + (1 - \gamma)\, Y_{t-1}^* \,] + U_t$$
$$C_t = \beta_0 + \beta_1 \gamma Y_t + \beta_1 (1 - \gamma)\, Y_{t-1}^* + U_t$$

A partir de: $Y_t^* = \gamma Y_t + (1 - \gamma)\, Y_{t-1}^*$, se puede rezagar un período

$$Y_{t-1}^* = \gamma Y_{t-1} + (1 - \gamma)\, Y_{t-2}^*$$

Un segundo rezago, $Y_{t-2}^* = \gamma Y_{t-2} + (1 - \gamma)\, Y_{t-3}^*$, y así sucesivamente, se llega a una expresión general

$$Y_t^* = \gamma \sum_{i=0}^{n} (1 - \gamma)^i\, Y_{t-1}$$

que puede ser integrada a la función consumo:

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 \gamma \sum_{i=0}^{n} (1 - \gamma)^i\, Y_{t-1} + U_t \ ;\ 0 < \gamma < 1$$

en la que el consumo actual ya no depende de expectativas no observables sobre el ingreso permanente sino de una secuencia de ingresos obtenidos en el pasado. El consumo dependerá de los valores entre los cuales fluctúe γ; a mayor valor de este (entre cero y uno), los niveles de ingreso actuales tendrán más peso en el nivel de consumo actual que los pasados más lejanos.

El modelo para efectos prácticos se reduce a expresar el consumo en función del ingreso actual y rezagado durante varios períodos, tal como se ve en la Tabla 4.11.

El resultado ofrecido en la Tabla 4.11 es el de una regresión exploratoria usando MCO en el que se puede notar que la única variable significativa es el dlyd actual con un coeficiente de 0.545; las demás variables que son dlyd rezagadas no son significativas a uni nivel de confianza del 95%. Esta regresión está inconclusa puesto que hay que solucionar problemas de autocorrelación y heterocedasticidad en los residuos. Cuando se aplican los correctivos se obtienen los mismos resultados del modelo keynesiano descrito en la Tabla 4.4 "Keynesiano con EGARCH. 1950-1995".

Tabla 4.11 Dlcons en función del ingreso permanente(dlyd rezagados)

Dependent Variable: DLCONS
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1956 1995
Included observations: 40 after adjustments
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.022344	0.011319	1.974033	0.0568
DLYD	0.545598	0.168609	3.235879	0.0028
DLYD(-1)	-0.047635	0.134760	-0.353482	0.7260
DLYD(-2)	-0.048084	0.099858	-0.481521	0.6333
DLYD(-3)	-0.149820	0.085604	-1.750154	0.0894
DLYD(-4)	0.056015	0.086378	0.648483	0.5212
DLYD(-5)	0.115700	0.073196	1.580685	0.1235

R-squared	0.589180	Mean dependent var	0.043852
Adjusted R-squared	0.514485	S.D. dependent var	0.036405
S.E. of regression	0.025367	Akaike info criterion	-4.353125
Sum squared resid	0.021235	Schwarz criterion	-4.057571
Log likelihood	94.06250	Hannan-Quinn criter.	-4.246262
F-statistic	7.887846	Durbin-Watson stat	2.929141
Prob(F-statistic)	0.000026		

Fuente: Cálculos del autor.

En conclusión, la teoría del ingreso permanente como factor determinante del consumo no se dio en Colombia durante 1950-1995. Una justificación de esto puede ser que la mayoría de la población colombiana es de bajos ingresos y su capacidad de ahorro es mínima o ninguna, por lo que su capacidad de consumo depende de los ingresos inmediatos o actuales. Los bajos niveles de ingreso no permiten a la mayoría de la población tener acceso al sistema financiero (lo que es conocido como baja bancarización) lo que también explica la baja sensibilidad del consumo a los cambios en las tasas de interés.

4.4. Consumo en función del ingreso disponible y consumo rezagado, 1950-1995

Para este caso se usó el MCO-2 o mínimos cuadrados en dos etapas (2-Stage Least Squares) que presenta como particularidad que la variable dependiente rezagada se usa como regresora. Se ensayó con varios rezagos de la variable dlcons, sin embargo solo resultó significativa la rezagada de un año. Se corrió para 1950-1995.

Tabla 4.12

Dependent Variable: DLCONS
Method: Two-Stage Least Squares
Sample (adjusted): 1954 1995
Included observations: 42 after adjustments
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance
Instrument list: DLYD DLYD(-1) DLYD(-2) DLYD(-3) DLCONS(-1) DLCONS(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.030656	0.009467	3.238212	0.0025
DLYD	0.569345	0.152183	3.741196	0.0006
DLYD(-1)	0.174843	0.065928	2.652047	0.0116
DLCONS(-1)	-0.447776	0.120205	-3.725117	0.0006

R-squared	0.653176	Mean dependent var	0.045306
Adjusted R-squared	0.625796	S.D. dependent var	0.037634
S.E. of regression	0.023022	Sum squared resid	0.020140
F-statistic	23.85526	Durbin-Watson stat	2.136507
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR	0.020140

Fuente: Cálculos del autor.

Como se puede ver, el coeficiente de dlcons(-1), es decir, dlcons rezagado un período tiene signo negativo, lo que siendo contradictorio a la teoría es un indicativo de multicolinealidad. La variable "tendencia" tampoco fue significativa. Al hacer el correctivo de la regresión llegamos a la misma conclusión del modelo keynesiano: solo importa el ingreso disponible.

Bibliografía

Friedman, Milton (1957). A Theory of the Consumption Function. Princeton: Princeton University Press.

Friedman, Milton (1985). Una teoría de la función de consumo. Alianza Editorial.

Dornbusch, R, Fischer, S y Startz, R. (2001). Macroeconomía. Octava edición. Editorial McGraw- Hill. Madrid

Estimación de Funciones de Consumo, Ahorro e Inversión de Santa Fe de Bogotá. Departamento Administrativo de Planeación Distrital. Subdirección Económica de Competitividad e Innovación. Dinámica Urbana. Econometría S.A. Santa Fe de Bogotá, D.C., Octubre de 1998.

Angel, Adriana (1999). La función consumo: síntesis y perspectivas. Revista Universidad Eafit, Medellín, No. 115 (Jul. – Sep.) ; p. 41-55

Correa, Juan Byron (2002). Análisis Comparativo de la Estimación de Modelos de Regresión.Departamento de Economía, Universidad del Valle (Cali, Colombia). Grupo de investigación Economía Laboral y Sociología del Trabajo. Agosto 2.

Greene, William H.(2000). Econometric Analysis, cuarta edición. Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.

Gujarati, Damodar (2004). Econometría básica. Ed. McGraw-Hill.

Johnston, J. (1984). Econometric Methods. Tercera edición. McGraw-Hill, Nueva York.

Maddala, G.S. (1992). Econometría. Ed McGraw-Hill.

Novales, Alfonso (1993). Econometría. 2da. edición. Ed. McGraw-Hill.

Pindyck, Robert y Daniel Rubinfeld (2002). Modelos econométricos y pronóstico económico. Ed. McGraw-Hill.

Pulido, Antonio (1987). Modelos econométricos. 2da. edición. Ed. Pirámide

Wooldridge, Jeffrey M.(2001). Introducción a la Econometría. Un enfoque moderno. Editorial Thomson-Learning.

EViews 7 User's Guide I y II. Copyright © 1994–2007 Quantitative Micro Software, LLC

Capítulo 5

La inversión en los diferentes sectores y las tasas de interés

5.1. La inversión en función de la tasa de interés para créditos, 1925-1996

La inversión, I, se define como un incremento en los bienes de capital, K, los cuales incluyen edificios, plantas, maquinaria y equipos, por lo tanto,

$$I = \Delta K = [\, K_t - K_{t-1} \,]$$

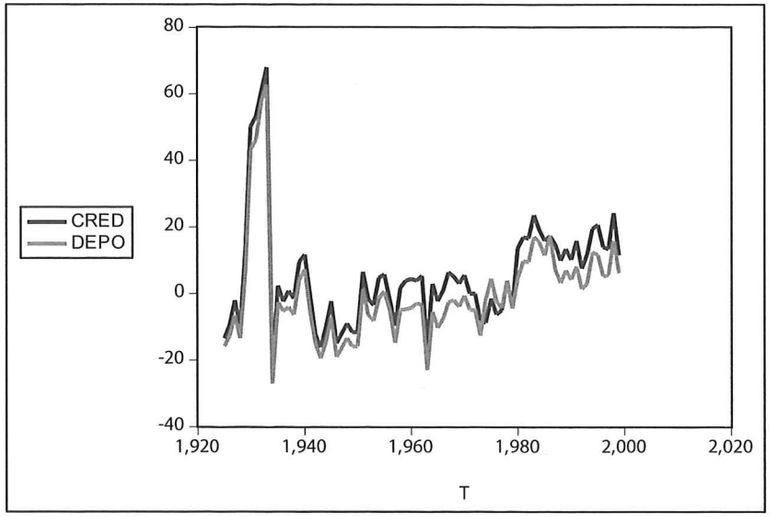
Teóricamente, la inversión privada depende inversamente de las tasas de crédito. En las cuentas nacionales, la inversión privada está compuesta por la suma de la Formación Interna Bruta de Capital Fijo (FIBKF) y los cambios en inventarios. El Banco de la República[1] guarda estas series desde el año 1925, las cuales han sido empalmadas dado que hay cambios en los años base, sin embargo, no se consideró diferencias en metodologías existentes en las series como ya se explicó anteriormente; el objetivo de este capítulo es ver, grosso modo, si el crédito ha sido un factor relevante en el desarrollo del país.

El Gráfico 5.1 muestra las tasas reales de crédito y de depósitos para 1925-1996. Las tasas de depósito y crédito son las mismas del capítulo anterior que incluyen la DTF desde 1986. Se observa que en este período hay épocas en que las tasas de interés de crédito eran fijadas e intervenidas por los gobiernos sin respetar las reglas del mercado, como puede verse en las tablas publicadas por el Banco de

1 www.banrep.gov.co y GRECO.

la República; las tasas de interés de crédito y depósitos permanecían constantes durante años y esto se practicó hasta casi finales de la década de 1970; antes de ésta las tasas reales eran negativas y solo a partir de entonces las tasas son positivas como resultado de la creación del sistema UPAC. La Tabla 5.1 muestra las tasas reales a partir de 1980; llama la atención que en los años 1983, 1995 y 1998 la tasa de crédito real sobrepasa el 20% y que en 1986 el margen es cero en términos reales.

Gráfico 5.1 Tasas de crédito y depósitos reales. 1925-1996



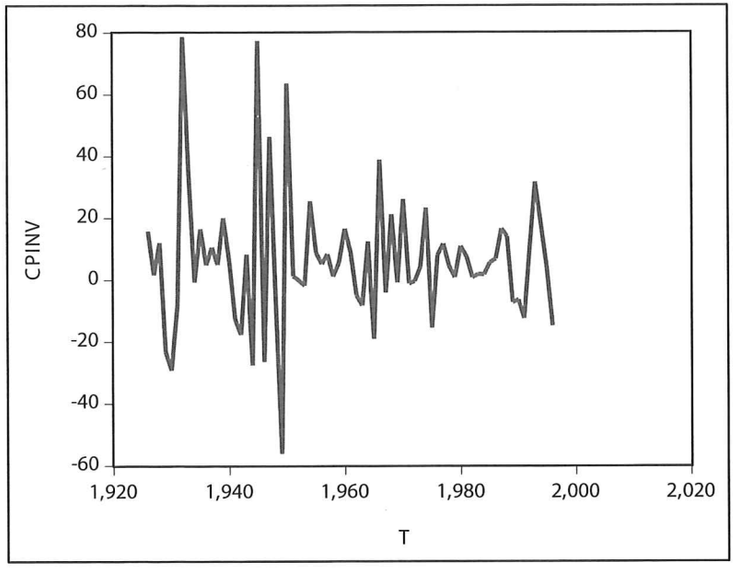
Fuente: Cálculos del autor.

La Tabla 5.2 muestra los cambios porcentuales anuales de los datos originales de la inversión, de la FIBK y de los cambios de inventarios, series que han sido deflactadas con precios de 1975. Como se puede notar, estas series se caracterizan por tener cambios bruscos pues la inversión depende de la tasa de interés, de los ciclos económicos, y de las expectativas políticas y económicas. Con base en la inversión real, se obtuvo el logaritmo natural, "linv" que, como se observa en la Tabla 5.3, sí es estacionaria. Para efectos del análisis se trabajó con "dcred" y "ddepo" equivalentes a la primera diferencia de estas tasas. Las fórmulas son:

- dcred = cred – cred(-1); primera diferencia de la tasa de crédito real anual, donde "cred" ha sido dividida por la inflación anual, infl. cred = (((1+ tasa cred)/(1+infl))-1)*100

- ddepo = depo – depo(-1). La primera diferencia de la tasa de interés real anual para depósitos, depo, la cual a partir de 1986 se construye con base en la tasa DTF dividida por la inflación anual correspondiente para cada mes.
- depo = (((1 + DTF)/(1+infl))-1)*100.

Gráfico 5.2 Cambio porcentual de la inversión privada real (cpinv). 1925-1999



Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 5.1 Tasas anuales de crédito real, depósito real, margen real. 1980-1999

Año	Cred real	Depo real	Margen real
1980	13,65	4,67	8,98
1981	16,94	9,74	7,21
1982	16,64	9,55	7,09
1983	23,57	17,14	6,43
1984	19,16	15,50	3,65
1985	16,02	11,60	4,41
1986	17,28	17,38	-0,10
1987	14,76	7,11	7,65

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Año	Cred real	Depo real	Margen real
1988	10,07	3,34	6,73
1989	13,42	6,98	6,44
1990	10,36	4,36	5,99
1991	15,89	8,16	7,73
1992	7,67	1,47	6,20
1993	11,84	3,17	8,67
1994	19,55	12,49	7,06
1995	20,73	11,69	9,05
1996	14,06	5,28	8,78
1997	13,49	5,64	7,84
1998	24,23	15,92	8,31
1999	11,62	6,24	5,37

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 5.2 Cambios porcentuales anuales de la Inversión, FIBK y cambio de Inventarios. Precios constantes 1975

Año	Δ% inver real	Δ% FIBK	Δ% Δ invent	Año	Δ% inver real	Δ% FIBK	Δ% Δ invent	Año	Δ% inver real	Δ% FIBK	Δ% Δ invent
1926	1,7	3,7	-12,1	1949	63,6	4,4	-182,7	1972	4,2	1,6	24,8
1927	12,1	8,7	40,3	1950	1,3	5,4	-20,4	1973	23,3	8,9	115,1
1928	-23,2	-21,3	-34,9	1951	-0,1	2,1	-15,1	1974	-15,5	-0,2	-65,1
1929	-29,1	-29,4	-27,0	1952	-1,7	19,8	-181,6	1975	8,0	8,2	5,6
1930	-8,3	-7,5	-14,0	1953	25,5	16,4	-86,9	1976	11,6	-4,4	163,7
1931	78,7	49,2	317,7	1954	8,8	7,9	-90,6	1977	4,5	13,5	-26,3
1932	34,5	59,7	-38,5	1955	5,3	-1,7	-8776,8	1978	0,9	1,9	-4,4
1933	-0,6	0,6	-9,5	1956	8,3	-13,2	314,8	1979	10,9	14,8	-11,3
1934	16,5	12,2	52,5	1957	1,2	16,9	-45,5	1980	7,5	4,6	28,7
1935	5,0	7,3	-9,3	1958	5,6	8,6	-13,6	1981	0,9	0,4	3,4
1936	10,6	11,6	3,2	1959	16,5	15,6	24,2	1982	1,8	3,2	-6,1
1937	5,0	4,9	6,2	1960	8,9	8,8	9,7	1983	1,8	5,4	-21,4
1938	20,1	19,8	22,4	1961	-4,9	3,5	-66,6	1984	5,6	8,7	-20,3

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Año	Δ% inver real	Δ% FIBK	Δ% Δ invent	Año	Δ% inver real	Δ% FIBK	Δ% Δ invent	Año	Δ% inver real	Δ% FIBK	Δ% Δ invent
1939	6,1	1,9	38,3	1962	-8,2	-12,5	89,5	1985	6,8	14,3	-80,4
1940	-12,6	-15,3	2,6	1963	12,5	11,0	28,7	1986	16,5	3,0	931,1
1941	-17,6	-20,5	-4,4	1964	-19,0	-18,6	-22,7	1987	14,1	16,2	0,2
1942	8,3	-1,7	46,8	1965	38,9	20,5	216,2	1988	-7,3	-5,4	-21,9
1943	-27,5	4,4	-109,7	1966	-4,1	10,8	-58,8	1989	-6,4	-7,2	1,3
1944	77,5	35,0	-1094,8	1967	21,2	17,0	62,6	1990	-12,4	-10,6	-27,8
1945	-26,4	1,2	-129,7	1968	-0,8	10,5	-80,8	1991	10,2	8,9	24,0
1946	46,4	14,2	-365,2	1969	26,1	15,1	478,6	1992	31,6	29,1	55,1
1947	-7,5	-6,1	-14,8	1970	-1,1	0,2	-11,6	1993	18,3	17,4	25,7
1948	-56,1	-32,7	-198,1	1971	-0,4	-2,1	15,0	1994	4,0	2,4	15,1
								1995	-14,8	-12,6	-29,1

Fuente: Cálculos del autor.

Dado que la serie "inv" o inversión privada real no es estacionaria, se genera la variable "linv" o logaritmo natural de la serie. Esta serie es estacionaria al nivel del 5% de acuerdo con la prueba ERS, es decir, no acepta la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria, tal como lo muestra la Tabla 5.3. Las series depo y cred también son estacionarias al nivel del 5%.

Tabla 5.3 Prueba ERS estacionariedad para logaritmo de la inversión y tasas de crédito y depósito, 1925-1996

Null Hypothesis: LINV has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)
Sample (adjusted): 1926 1996
Included observations: 71 after adjustments

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		5.026618
Test critical values:	1% level	4.236800
	5% level	5.686400
	10% level	6.778400

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Null Hypothesis: DEPO has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)
Sample: 1925 1999
Included observations: 75

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		4.327718
Test critical values:	1% level	4.240000
	5% level	5.680000
	10% level	6.780000

Null Hypothesis: CRED has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)
Sample: 1925 1999
Included observations: 75

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		4.416743
Test critical values:	1% level	4.240000
	5% level	5.680000
	10% level	6.780000

Fuente: Cálculos del autor.

Para efectos de la regresión se trabajará con la primera diferencia logarítmica de la inversión "dinv" y las primeras diferencias aritméticas "ddepo y decaed" ya usadas. El hecho de que la serie dinv sea estacionaria (ya que linv lo es) da a entender que las tasas de crecimiento de la inversión privada en términos reales (deflactada) fueron estables a lo largo del siglo XX. Dado que se considera que la inversión es una variable volátil, sensible a crisis políticas y económicas, no deja de sorprender su estabilidad frente a la proliferación de crisis a lo largo del siglo XX colombiano.

La Tabla 5.4 muestra la existencia de dos vectores de cointegración existentes entre dinv y dcred para cada una de las modalidades de la prueba de Johansen, luego sí hay relación de largo plazo entre los cambios en las tasas de crédito y las variaciones porcentuales en los niveles de inversión. En la prueba de Granger se rechaza la hipótesis nula, por lo tanto, sí hay evidencia de una causalidad unidireccional de dcred hacia dinv.

Tabla 5.4 Pruebas de Johansen y Granger

Johansen. Sample: 1 79
Included observations: 68
Series: DINV DCRED
Lags interval: 1 to 2

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Pairwise Granger Causality Tests
Lags: 12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DCRED does not Granger Cause DINV	59	2.09071	0.04556
DINV does not Granger Cause DCRED		0.93831	0.52214

Fuente: Cálculos del autor.

Lo anterior nos da seguridad para hacer la regresión. Después de ensayos, el mejor resultado se obtuvo con el modelo EGARCH(2,0,0) el cual describe presencia de heteroscedasticidad tipo ARCH en los residuos de la regresión. Se acaba de decir que las tasas de cambio de la inversión privada fueron estables, sin embargo, hay presencia de heterocedasticidad en los residuos; este contraste puede significar que las tasas de cambio en la inversión no dependieron de la evolución en las tasas de crédito solamente sino de otras variables no incluídas en el modelo. Los detalles se dan en la Tabla 5.5. Se observa que la variable dcred es significativa con rezagos de cuatro y cinco años, sus coeficientes son negativos, como lo enseña la teoría macroeconómica, sin embargo, el valor de los coeficientes es muy bajo; la suma de los dos coeficientes es cercano a cero, (-0.004477), es decir, que un incremento del 1% en la tasa de créditos fue responsable de la reducción de la inversión privada en un 0.00448% aproximadamente, algo mucho menor de lo esperado; añádase el hecho de que el R-cuadrado ajustado apenas es del 8.07% después de incluir ajustes por autocorrelación serial y heterocedasticidad.

Tabla 5.5 Dinv en función de dcred. EGARCH(2,0,0)

Dependent Variable: DINV
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 1936 1996
Included observations: 61 after adjustments
Convergence achieved after 56 iterations
Variance backcast: ON
LOG(GARCH) = C(6) + C(7)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(8) *ABS(RESID(-2)/@SQRT(GARCH(-2)))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.052855	0.009108	5.803034	0.0000
DCRED(-4)	-0.002369	0.000894	-2.648102	0.0081
DCRED(-5)	-0.002108	0.000539	-3.907374	0.0001
AR(1)	-0.435894	0.036748	-11.86167	0.0000
AR(5)	0.100785	0.052049	1.936350	0.0528
Variance Equation				
C(6)	-3.838700	0.367258	-10.45232	0.0000
C(7)	-1.466743	0.305172	-4.806280	0.0000
C(8)	1.441581	0.324442	4.443267	0.0000

R-squared	0.187945	Mean dependent var	0.039452
Adjusted R-squared	0.080693	S.D. dependent var	0.196358
S.E. of regression	0.188269	Akaike info criterion	-0.738974
Sum squared resid	1.878599	Schwarz criterion	-0.462138
Log likelihood	30.53871	F-statistic	1.752365
Durbin-Watson stat	2.004768	Prob(F-statistic)	0.116799

Fuente: Cálculos del autor.

Se podría pensar que la bajísima influencia de la tasa de interés en la inversión privada real se debe a que el modelo es para 1925-1996 y que incluye años (1925-1979) en que las tasas de crédito fueron fijadas por el gobierno generando tasas de crédito reales negativas, estas solamente fueron positivas durante 1980-1996, apenas durante 16 de los 75 años incluídos en el modelo. La negatividad de las tasas de crédito reales no hacía rentable para el sector financiero el dar créditos y al mismo tiempo, las tasas de depósito reales negativas desestimulaban el ahorro o depósitos en los bancos; este problema es en parte solucionado por el UPAC. La baja influencia de la tasa de interés permite pensar que la inversión fue determinada por otros factores diferentes de los intereses. Ver Tabla 5.2.

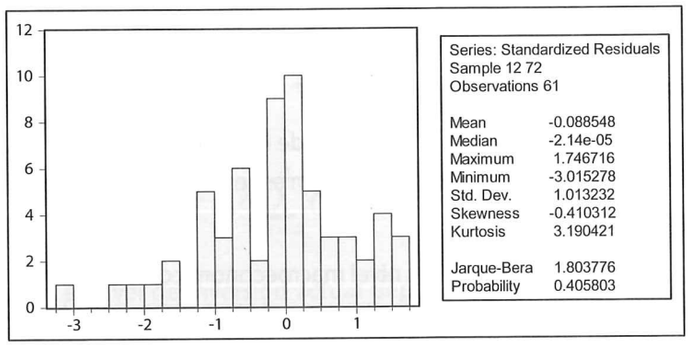
Regresando al EGARCH (2,0,0), la ecuación final es:

- $DINV = 0.0528 - 0.00237*DCRED_{t-4} - 0.0021*DCRED_{t-5} - 0.4359*U_{t-1} + 0.1*U_{t-5}$
- $Log(\sigma^2) = -3.838 - 1.4667*ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 1.4415*ABS(U_{t-2}/\sigma_{t-2})$

La segunda ecuación no presenta efecto apalancamiento pero tiene los coeficientes de los valores absolutos de los residuos estandarizados, significativos con uno y dos rezagos. Los signos contrarios de estos reducen la volatilidad de la varianza condicional. El correlograma de los residuos (ver archivos CD) muestra la no existencia de autocorrelación serial aunque también se presenta un DW de 2.0 (prueba no tan válida para regresiones con múltiples regresores) ; El Gráfico 5.3 muestra que en los residuos no hay heteroscedasticidad ARCH y tienen probabilidad de distribución normal en un 40.58% según el Jarque-Bera.

Gráfico 5.3 Heteroscedasticidad ARCH y Normalidad de los residuos

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.864872	Prob. F(1,58)	0.3562
Obs*R-squared	0.881550	Prob. Chi-Square(1)	0.3478



Fuente: Cálculos del autor.

5.2. El Modelo del Acelerador Flexible de la Inversión, 1925-1996

El **efecto acelerador**[2] se refiere al efecto directo que produce un incremento (reducción) en la tasa de crecimiento del PIB real sobre la formación interna bruta de

2 Samuelson, Paul. (1939) Interactions Between the Multiplier Analysis and the Principle of Acceleration, Review of Economic Statistics, 21, 75–8.

capital fijo o inversión privada en bienes de capital o activos fijos. Un crecimiento (reducción) de la economía genera expectativas de ingresos (pérdidas) futuros por lo que los empresarios deciden aumentar (reducir) la inversión, la cual a su vez, vía del multiplicador, aumenta (disminuye) la tasa de crecimiento del PIB real. El acelerador se presenta en una versión conocida como **el modelo del acelerador flexible**[3] de la inversión. Partiendo de la definición de inversión, I, como aquella que produce un incremento en los bienes de capital, $I = \Delta K = [\, K_t - K_{t-1} \,]$ = Cambio observado o ejecutado de capital

$$\delta = \frac{\textit{Inversión ejecutada}}{\textit{Inversión presupuestada}} = \frac{[\, K_t - K_{t-1} \,]}{K_t^* - K_{t-1}}$$

δ = Coeficiente de Ajuste Parcial o la proporción de inversión ejecutada en un período con respecto a la inversión que se ha presupuestado $[\, K_t^* - K_{t-1} \,]$. Para este período, t, las empresas efectúan una inversión neta en bienes de capital fijo con el fin de cerrar la brecha entre el nivel deseado o presupuestado de activos de capital y el nivel con el que contaban el período pasado, $t-1$. Dado que δ, puede fluctuar entre cero y uno incluídos, tenemos que en la medida que el valor se acerque a uno, se cumplirán las metas en la inversión, es decir:

$$\text{Si } \delta = \begin{cases} 0 \,;\, K_t = K_{t-1}, \\ 1 \,;\, K_t - K_{t-1} = K_t^* - K_{t-1} \rightarrow K_t = K_t^* \end{cases}$$

Vale la pena recordar que todo proceso de inversión está influenciado por la tasa interna de retorno, el nivel de producción esperado, tasas de interés, nivel de tecnología y productividad.

La aplicación de este modelo a nivel macroeconómico, requiere plantear una ecuación en la que la variable dependiente es el nivel óptimo de bienes de capital, Kt^*, o Formación Interna Bruta de Capital, que está en función de la tasa de crecimiento del PIB real mediante un procedimiento matemático de ajuste parcial.

(1) $Kt^* = \beta_0 + \beta_1 Y_t + U_t$, Función de largo plazo.

$K\,t^*$ = Nivel de capital deseado, o de largo plazo, para generar una producción dada

Yt = Producción.

3 Gandolfo, G. (1985) Economic Dynamics: Methods and Models, North-Holland, Amsterdam, hace una excelente presentación de este modelo y revisiones posteriores.

Como Yt^* no es directamente observable, Mark Nerlove[4] plantea el Ajuste Parcial o de Existencias.

(2) $K_t - K_{t-1} = \delta\, [\, K_t^* - K_{t-1} \,] \;;\; 0 \leq \delta \leq 1$

(2)' $K_t - K_{t-1} = \delta\, [\, K_t^* - K_{t-1} \,]$

$$K_t - K_{t-1} = \delta K_t^* - \delta K_{t-1}$$

$$Kt = \delta K_t^* + (1 - \delta) K_{t-1}$$

Sustituyendo (1) en (2)':

$$Kt = \delta K_t^* + (1 - \delta) K_{t-1}$$

$$Kt = \delta\, [\, \beta_0 - \beta_1 Y_1 + U_t \,] + (1 - \delta) K_{t-1}$$

$$Kt = \delta\beta_0 + \delta\beta_1 Y_t + \delta U_t + (1 - \delta)\, K_{t-1}$$

$K_t = \delta\beta_0 + \delta\beta_1 Y_t + (1 - \delta)\, K_{t-1} + \delta U_t$, y que se constituye en una función de corto plazo. Pero si se hace una sustitución indefinida como la que se hizo en la función de consumo con el ingreso permanente,

$$K_{t-1} = \delta K_{t-1}^* + (1 - \delta) K_{t-2}$$

$$K_{t-2} = \delta K_{t-2}^* + (1 - \delta) K_{t-3}$$

$$K_{t-3} = \delta K_{t-3}^* + (1 - \delta) K_{t-4},$$

terminamos en:

$$(2)\; K_t = \alpha_0 + \gamma_1 \delta \sum_{i=0}^{n} (\, 1 - \delta \,)^i Y_{t-i} + V_t \;;\; 0 \leq \delta \leq 1$$

Donde el nivel de inversión actual depende de una secuencia de valores rezagados de la tasa de crecimiento del PIB real.

Para Colombia se aplicó para el período 1925-1996. Se trabajó con la FIBK cuyos cambios porcentuales se dieron la Tabla 5.2. Se obtuvo el logaritmo natural de la FIBK deflactada a precios constantes de 1975, serie que sí es estacionaria de acuerdo con la prueba ERS (Tabla 5.6). Sin embargo, se trabajó con la primera diferencia logarítmica, "dfibk" que también es estacionaria.

4 Marc León Nerlove (nacido el 12 de octubre 1933 en Chicago, Illinois , EE.UU.). Economista estadounidense especializado en economía agrícola y econometría .

Tabla 5.6 Prueba de estacionariedad ERS para Lfibk. 1925-1996

Null Hypothesis: LFIBK has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)
Sample (adjusted): 1 72
Included observations: 72 after adjustments

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		2.367609
Test critical values:	1% level	4.237600
	5% level	5.684800
	10% level	6.778800

Fuente: Cálculos del autor.

Las pruebas de Johansen y Granger se observan en la Tabla 5.7. La otra variable es "dyr" la cual es estacionaria (ver Gráfico 3.6). Johansen establece la existencia de dos vectores de cointegración entre ambas variables y Granger concluye que hubo una causalidad bidireccional entre estas variables, lo que significa que así como la inversión determinó el crecimiento del PIB real, este a su vez incidió en el comportamiento de la inversión.

Tabla 5.7 Pruebas de Johansen y Granger para dyr-dfibk

Johansen. Sample: 1 79
Included observations: 68
Series: DFIBK DYR
Lags interval: 1 to 2

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1 79
Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DYR does not Granger Cause DFIBK	68	4.86995	0.00422
DFIBK does not Granger Cause DYR		5.19430	0.00292

Fuente: Cálculos del autor.

Corriendo la regresión para la ecuación (3) en la cual la inversión es explicada por una serie de dyr rezagados indefinidamente, el mejor modelo obtenido fue un EGARCH(2,0,0) que se presenta en la Tabla 5.8, en el que la variable dyr significativa es la actual y ningún rezago de esta fue significativa. El R^2 es del 61.37%. El coeficiente de dyr es positivo, como lo explica la teoría; un incremento del 1% en la tasa de crecimiento del PIB real se traduce en un aumento del 0.966% en la fibk; no hay autocorrelación; la ecuación final es:

- $DFIBK = 0.0112 + 0.966*DYR_t - 0.474*U_{t-3} - 0.38*U_{t-4} - 0.219*U_{t-6} - 0.214*U_{t-9}$
- $Log(\sigma^2) = -6.10 - 0.547*ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 1.203*ABS(U_{t-2}/\sigma_{t-2})$

Esta regresión está corregida de heterocedasticidad, autocorrelación serial y los residuos tienen un 82.92% de probabilidad de tener una distribución normal según el Jarque-Bera en el Gráfico 5.4. Igual que en la regresión de la inversión en función de la tasa de interés, la segunda ecuación no presenta efecto apalancamiento pero tiene los coeficientes de los valores absolutos de los residuos estandarizados, significativos con uno y dos rezagos. Los signos contrarios de estos reducen la volatilidad de la varianza condicional.

Tabla 5.8 El Acelerador. 1925-1996. EGARCH(2,0,0)

Dependent Variable: DFIBK
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 11 72
Included observations: 62 after adjustments
Convergence achieved after 37 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Variance backcast: ON
LOG(GARCH) = C(7) + C(8)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(9)
*ABS(RESID(-2)/@SQRT(GARCH(-2)))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.011267	0.003637	3.098058	0.0019
DYR	0.966191	0.068365	14.13280	0.0000
AR(3)	-0.474704	0.048778	-9.731972	0.0000
AR(6)	-0.219209	0.042276	-5.185167	0.0000
AR(9)	-0.214487	0.034029	-6.302997	0.0000
AR(4)	-0.380929	0.037063	-10.27781	0.0000
Variance Equation				
C(7)	-6.106749	0.310600	-19.66113	0.0000

Continúa en la página siguiente

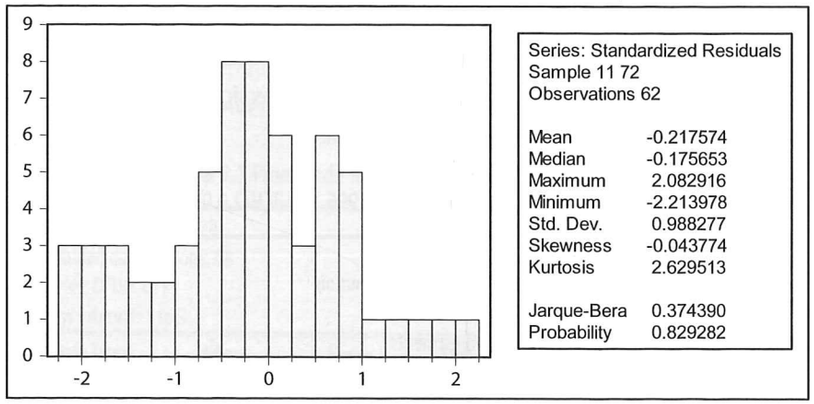
Viene de la página anterior

C(8)	-0.547725	0.190519	-2.874908	0.0040
C(9)	1.203616	0.205630	5.853300	0.0000
R-squared	0.613704	Mean dependent var		0.041218
Adjusted R-squared	0.555395	S.D. dependent var		0.119561
S.E. of regression	0.079722	Akaike info criterion		-2.461863
Sum squared resid	0.336845	Schwarz criterion		-2.153086
Log likelihood	85.31777			

Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 5.4 Heteroscedasticidad ARCH y normalidad de los residuos. El acelerador.

ARCH Test:			
F-statistic	0.020505	Probability	0.886622
Obs*R-squared	0.021193	Probability	0.884254



Fuente: Cálculos del autor.

Para explicar el modelo con rezagos de la fibk como variables explicativas aparece el Cuadro 5.2.5. Se corrió con MCO-2-etapas pero el primer rezago de la dfibk presenta un signo negativo que es contrario a la teoría, es decir, no es lógico que la dfibk rezagada un período afecte negativamente el valor actual de la dfibk, luego hay que descartarlo.

En conclusión, este modelo permite entender la relación directa entre la inversión y el crecimiento del PIB real como variable explicativa. La inversión privada, tanto en el corto como en el largo plazo, se consolida en la medida que haya crecimiento económico; similarmente, las recesiones desestimulan la inversión.

Tabla 5.9 El acelerador con dependiente rezagada. 2MCO

Dependent Variable: DFIBK
Method: Two-Stage Least Squares
Sample (adjusted): 12 72
Included observations: 61 after adjustments
Convergence achieved after 9 iterations
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance
Instrument specification: DYR(-1) DYR(-2) DYR(-3) DYR(-4) DYR(-5) DFIBK(-1) DFIBK(-2) DFIBK(-3) DFIBK(-4) DFIBK(-5) DYR(-6) DYR(-7)
Constant added to instrument list
Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.011313	0.009950	1.137006	0.2607
DYR	1.005501	0.142355	7.063357	0.0000
DFIBK(-1)	-0.260525	0.106302	-2.450793	0.0176
AR(1)	0.248882	0.129488	1.922048	0.0600
AR(3)	-0.589454	0.146717	-4.017618	0.0002
AR(4)	-0.337191	0.154116	-2.187897	0.0331
AR(6)	-0.320811	0.086884	-3.692419	0.0005
AR(9)	-0.304032	0.071129	-4.274369	0.0001
R-squared	0.693352	Mean dependent var		0.040005
Adjusted R-squared	0.652851	S.D. dependent var		0.120168
S.E. of regression	0.070802	Sum squared resid		0.265685
Second-Stage SSR	0.432082			

Fuente: Cálculos del autor

5.3. El impacto de la inversión en el PIB real, 1925-1999

En este aparte se analiza el caso opuesto al del aparte anterior; ahora, la variable dependiente es dyr (la misma de los capítulos 3 y 4) en función de los cambios logarítmicos de la inversión. La Tabla 5.7, del aparte anterior, presenta las pruebas de Johanssen y de Granger de las dos variables. La Tabla 5.10 describe la correlación entre ambas variables para 1925-99; una correlación positiva y de 0.63 que corroboran la alta influencia mutua.

Tabla 5.10 Correlación entre dyr y dfibk. 1925-1999

	DFIBK	DYR
DFIBK	1.000000	0.637284
DYR	0.637284	1.000000

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 5.11 dyr explicado por la dfibk. 1925-1999. EGARCH(1,0,0)

Dependent Variable: DYR
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 12/15/08 Time: 11:57
Sample (adjusted): 11 72
Included observations: 62 after adjustments
Convergence achieved after 16 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(6) + C(7)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.014331	0.004932	2.905466	0.0037
DFIBK	0.263837	0.039339	6.706810	0.0000
DFIBK(-3)	0.120525	0.035235	3.420608	0.0006
DFIBK(-6)	0.108271	0.027842	3.888793	0.0001
AR(3)	-0.141388	0.072042	-1.962564	0.0497
Variance Equation				
C(6)	-7.386146	0.221228	-33.38701	0.0000
C(7)	0.945593	0.269448	3.509367	0.0004

R-squared	0.475526	Mean dependent var	0.037598
Adjusted R-squared	0.418311	S.D. dependent var	0.054615
S.E. of regression	0.041654	Akaike info criterion	-3.585717
Sum squared resid	0.095428	Schwarz criterion	-3.345557
Log likelihood	118.1572	F-statistic	8.311160
Durbin-Watson stat	1.599582	Prob(F-statistic)	0.000002

Fuente: Cálculos del autor.

La mejor regresión encontrada fue la EGARCH(1,0,0) de acuerdo con la Tabla 5.11.

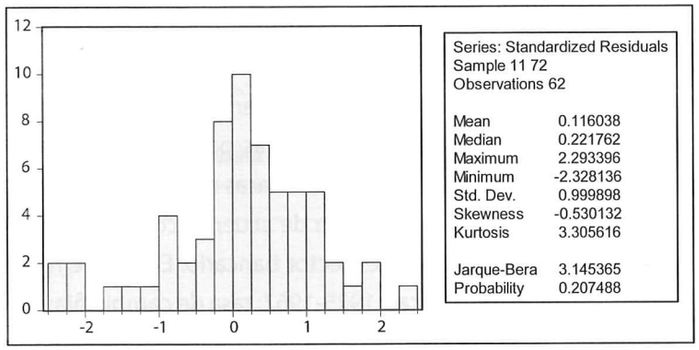
- $DFIBK = 0.0143 + 0.263*DFIBK_t + 0.120*DFIBK_{t-3} + 0.108*DFIBK_{t-6} - 0.141*U_{t-3}$
- $Log(\sigma^2) = -7.386 + 0.945*ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1})$

La regresión obtenida explica cómo la tasa de crecimiento actual del PIB real está determinada en parte por el crecimiento de la inversión privada actual y la rezagada de tres y seis años. Téngase en cuenta que es posible encontrar varias regresiones igualmente válidas que incluyan a DFIBK con rezagos diferentes del tercero y sexto años; el rezago depende del número de períodos que se estudien. Los demás indicadores son buenos: el R-cuadrado ajustado es del 41.83%; autocorrelación y heterocedasticidad corregidas. La ecuación de la varianza condicional describe a esta en función de los residuos estandarizados y sin presencia del efecto

apalancamiento. En el Gráfico 5.5 se muestra la prueba de heterocedasticidad ARCH de los residuos, la cual determina que estos son homocedásticos y los residuos tienen una probabilidad del 20.75% de ajustarse a una distribución normal de acuerdo con la prueba de Jarque-Bera.

Gráfico 5.5 Normalidad de los residuos

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.064368	Prob. F(1,59)	0.8006
Obs*R-squared	0.066478	Prob. Chi-Square(1)	0.7965



Fuente: Cálculos del autor.

Comparando los resultados de este modelo (cómo la inversión afecta a la producción) con el del acelerador (cómo la producción determina la inversión), se observa que las variables regresoras ejercen su influencia a lo largo de varios años, es decir, presencia de rezagos: la inversión trabaja sobre la producción a lo largo de varios años, mientras que las condiciones de la economía, por ejemplo, el crecimiento del PIB real influencia las decisiones de proyectos de inversión en forma inmediata, sin rezagos. Las expectativas positivas o negativas sobre el comportamiento de la economía son cambiantes continuamente y apoyan o desestimulan en forma fácil una inversión y por ende la tasa de crecimiento del PIB real de ese mismo período. Lo importante es que por su naturaleza, la inversión entendida técnicamente como la generación de activos nuevos, es un proceso que depende de muy diversas variables: cuantitativas y cualitativas; el hecho de excluirlas produce residuos heterocedásticos (de allí el frecuente uso del EGARCH). Los resultados de los modelos corroboran lo que es conocido por muchos: es difícil atraer la inversión y es fácil alejarla; cuando las condiciones son óptimas para la ejecución

de la inversión, esta toma varios años en ser implementada y en verse completamente reflejada en la tasa de crecimiento del PIB real, por el contrario, cuando las condiciones económicas se deterioran, la inversión se suspende inmediatamente.

5.4. El sector agropecuario, las tasas de crédito y el índice de la tasa de cambio real, 1925-1999

Exploraciones econométricas hechas por el autor sobre el sector agropecuario indicaron que este fue más sensible a la tasa de cambio peso/dólar que a la tasa de interés de crédito (ésta fue eliminada por no ser significativa). Entre el período 1925-1999 hubo cambios bruscos en el manejo gubernamental de estas variables. Entre los años 1923 y 1972, los gobiernos repetidamente fijaron las tasas de interés durante varios años para luego variarlas y mantenerlas constantes durante varios años;[5] esto generó tasas de crédito reales negativas, para corregir el anterior error, se adoptó el sistema UPAC en 1972 que generó tasas reales positivas y a partir de dicho año las tasas de interés ya fluctuaron de acuerdo con las condiciones del mercado y la estructura oligopólica del sector bancario. En lo que respecta a la tasa de cambio ha habido tres épocas: 1925-1967: tasa de cambio fija; 1968-1991: devaluación gota a gota; 1992-hoy: tasa de cambio flotante bajo diferentes grados de restricciones (bandas cambiarias) y flotación sucia. Con base en lo anterior se crearon tres variables dicotómicas: una para la tasa de crédito y dos para la tasa de cambio.

$A1 = 0$, para 1925-1972; 1, para 1973-1999,
$D1 = 1$, para 1925-1967; 0, para otro,
$D2 = 1$, para 1968-1991; 0, para otro.

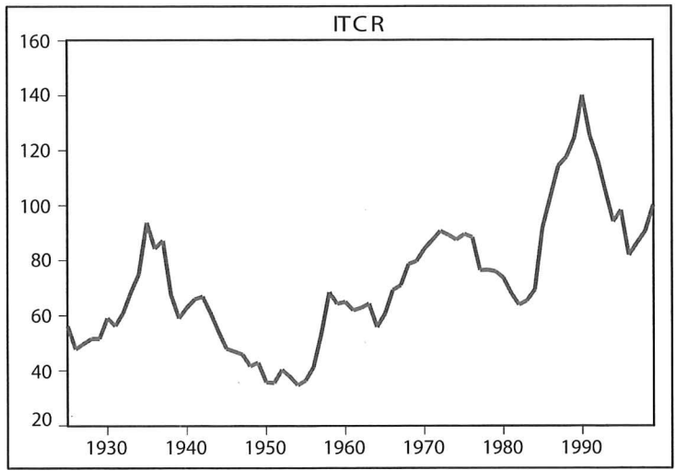
La serie Índice de la Tasa de Cambio Real, ITCR, usada en este libro es el resultado de una cadena de empalmes sobre la serie Tasa de Cambio Real como se detalla en la nota cuatro[6] al final del capítulo. La serie del índice, desde 1986 hasta

5 Ver estadísticas de tasas de interes em los archivos de las series del Banco de la República y del Departamento Nacional de Planeación.

6 Desde 1925-1949, el índice fue construido por José Antonio Ocampo y Camilo Tovar y se basa en el índice de precios al productor; la fuente de esta serie es el Departamento Nacional de Planeación. A partir de 1950, la fuente del índice es el Banco de la República y desde 1986, el Fondo Monetario Internacional viene publicando el ITCR con una metodología propia con base 100 para 1986 y es publicado también por el Banco. La serie usada es un empalme de las tres.

1999, es igual a la construida por el Fondo Monetario Internacional con base 100 para 1986 y para los años anteriores se hizo el empalme. El Gráfico 5.1 muestra el comportamiento de la ITCR en el que se puede observar que el índice supera el valor de 100 en 1986; de acuerdo con la definición del índice de tasa de cambio real, el peso colombiano se mantuvo revaluado desde 1925 hasta 1986 porque el valor del índice estuvo por debajo de 100 y solamente a partir de 1986, cuando el índice superó dicho valor, el peso colombiano se devaluó en términos reales. La serie como tal no es estacionaria y fue necesario obtener su primera diferencia logarítmica, "ditcr" que sí es estacionaria. Para el sector agropecuario se tomó la serie de la producción agropecuaria total anual, a precios de 1975, publicada por el Banco de la República para 1925-1999 y se transformó en primera diferencia logarítmica, "dagro" que sí es estacionaria. Ver Tabla 5.12 y archivos CD.

Gráfico 5.6 El ITCR. 1929-1999



Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 5.12 Prueba estacionariedad ERS para Lagrop, Litcr. 1925-1999

Null Hypothesis: LAGROP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)
Sample: 1925 1999
Included observations: 75

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		9.793470
Test critical values:	1% level	4.240000
	5% level	5.680000
	10% level	6.780000

Null Hypothesis: LITCR has a unit root
Exogenous: Constant
Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)
Sample: 1925 1999
Included observations: 75

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		5.589145
Test critical values:	1% level	1.910000
	5% level	3.040000
	10% level	4.040000

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 5.13 Prueba de Granger dcred-dagro y ditcr-dagro

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1925 1999
Lags: 20

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DCRED does not Granger Cause DAGRO	54	2.80707	0.03033
DAGRO does not Granger Cause DCRED		0.89576	0.59943
DITCR does not Granger Cause DAGRO	73	2.46260	0.1211
DAGRO does not Granger Cause DITCR		0.25299	0.6166

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 5.14 Prueba de Johansen dcred-dagro y ditcr-dagro

Johansen. Sample: 1925 1999
Included observations: 71
Series: DAGRO DCRED
Lags interval: 1 to 2

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

Series: DAGRO DITCR
Lags interval: 1 to 2

Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: Cálculos del autor.

Las pruebas de Johansen indican que hay dos vectores de cointegración entre la producción agropecuaria y las variables explicativas tasas de crédito y tasa de cambio real que complementan el resultado de la prueba de Granger: dcred puede ayudar a explicar el comportamiento de dagro pero no viceversa, o sea una causalidad unidireccional mientras que ditcr puede ayudar a explicar la variable dagro y viceversa, es decir, causalidad bidireccional, pero ¿qué nos dirá la regresión? La regresión de la Tabla 5.15 corresponde a un EGARCH(1,0,1) que presenta resultados iguales a lo sugerido por la prueba de Granger, sin embargo, ha tenido más efecto la tasa de cambio que la tasa de crédito, en parte por la causalidad bidireccional.

Tabla 5.15 Dagro en función de dcre y ditcr. 1925-1999. EGARCH(1,0,1).

Dependent Variable: DAGRO
Method: ML - ARCH
Sample (adjusted): 1932 1999
Included observations: 68 after adjustments
Convergence achieved after 44 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(7) + C(8)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(9) *RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.024827	0.003176	7.817782	0.0000
D2	0.011443	0.004803	2.382384	0.0172
DITCR(-5)	0.043302	0.023202	1.866330	0.0620
DITCR(-1)	0.086011	0.022846	3.764807	0.0002
DCRED(-5)	-0.000454	0.000182	-2.496592	0.0125
AR(1)	-0.206079	0.092869	-2.219025	0.0265
Variance Equation				
C(7)	-7.796350	0.260353	-29.94530	0.0000
C(8)	0.742474	0.224229	3.311235	0.0009
C(9)	0.458897	0.196971	2.329765	0.0198

R-squared	0.180659	Mean dependent var	0.027117
Adjusted R-squared	0.069562	S.D. dependent var	0.034619
S.E. of regression	0.033393	Akaike info criterion	-4.150601
Sum squared resid	0.065791	Schwarz criterion	-3.856843
Log likelihood	150.1204	Hannan-Quinn criter.	-4.034205
F-statistic	1.626138	Durbin-Watson stat	2.123969
Prob(F-statistic)	0.136836		

Fuente: Cálculos del autor.

La regresión indica que de las dicotómicas, la única significativa es D2 que corresponde al período 1967-1991, en el que se implementó la devaluación gradual y constante conocida como gota a gota; se espera que la relación entre la ditcr y dagro sea directa y por lo tanto arroje coeficientes con signos positivos ya que se supone que la devaluación del peso estimula la producción agropecuaria orientada a las exportaciones. En efecto, la regresión indicó que incrementos del 1% en el índice de la tasa de cambio real, aunque rezagados en uno y cinco años (éste último casi al nivel de confianza de 95%), produjeron un incremento del 0,13% aproximadamente (la suma de los dos coeficientes). La significancia estadística de D2 corrobora que el efecto positivo de la variable ditcr sobre el

agro se dio a partir de 1967 (Decreto 444) precisamente cuando se impulsó la devaluación gota a gota.

Por el contrario, los incrementos en la tasa de crédito no fueron importantes pues solamente dcred afectó a dagro con un rezago de cinco años; el coeficiente, a pesar de ser significativo, es prácticamente cero y tiene signo negativo, como se esperaba. Al no ser significativa la dicotómica A1, se evidencia que la liberación de las tasas de interés (léase alza de las tasas) que se dio a finales de los setenta y los efectos de la upaquización de las tasas no generaron cambios en la política crediticia del sector financiero hacia el sector agropecuario, o sea que de acuerdo con la regresión, se puede concluir que el sector financiero poco ha incidido en el desarrollo del sector agropecuario durante el período analizado. Se podría pensar que la fijación o estabilidad de las tasas de crédito reales hubiera podido ayudar a a la expansión del sector agropecuario, pero el lector debe entender que lo único que se interpreta es el signo negativo que arrojó la regresión, signo que resume la interacción histórica que se dio entre las variables. No es objetivo de este capítulo el hacer juicio a las políticas económicas sino interpretar las regresiones obtenidas.

Al volver a la regresión, el R-cuadrado ajustado, el efecto conjunto de las dos variables sobre dagro es apenas del 6.96%, cifra sumamente baja cuando se piensa que tanto los intereses de crédito como el índice de la tasa de cambio real tienen implícitas muchas variables macroeconómicas, sectoriales y políticas económicas que regulan diferentes sectores de la economía. Sin duda, el restante 93%, lo que falta al R-cuadrado para llegar al 100%, es explicado por otras variables más de carácter político e institucional que de política económica.

En lo que respecta a la segunda ecuación del modelo EGARCH(1,0,1), los coeficientes salieron positivos lo que da a entender la alta inestabilidad de la varianza condicional. El coeficiente del efecto apalancamiento es positivo: sobre el sector agropecuario tienen más impacto las buenas noticias que las malas noticias relacionadas con las variables implícitas en el ITCR y las tasas de crédito; obviamente una información que genere expectativas de devaluación en términos reales puede estimular la inversión agropecuaria.

La regresión definitiva es:

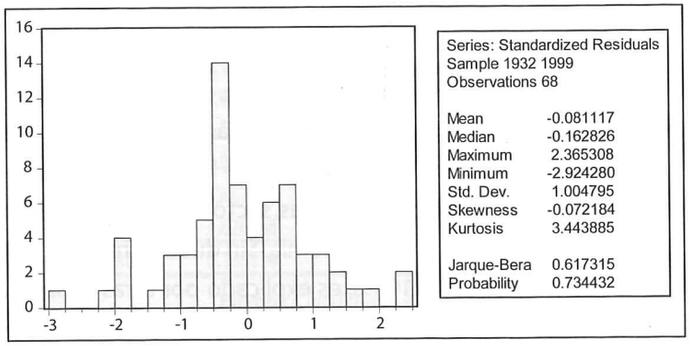
- $DAGRO = 0.0248 + 0.011*D2 + 0.086*DITCR_{t-1} + 0.043*DITCR_{t-5} - 0.0004*DCRED_{t-5} - 0.206*U_{t-1}$
- $Log(\sigma^2) = -7.796 + 0.742*ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 0.459*(U_{t-1}/\sigma_{t-1})$

La Tabla 5.16 muestra los resultados de la prueba de heterocedasticidad ARCH en la que se concluye que la probabilidad de aceptar la hipótesis nula de homocedasticidad ARCH es del 94.29%, y finalmente en el Gráfico 5.7, la prueba de Jarque-Bera determina que los errores tienen un 73.44% de tener una distribución normal.

Tabla 5.16 Prueba de heterocedasticidad ARCH, para EGARCH(1,0,1)

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.005173	Prob. F(1,65)	0.9429
Obs*R-squared	0.005332	Prob. Chi-Square(1)	0.9418

Gráfico 5.7 Normalidad de los residuos



Fuente: Cálculos del autor.

5.5. Las manufacturas, las tasas de crédito y el ITCR, 1925 - 1999

Siguiendo el mismo esquema del sector agropecuario, se tomó la serie "Manufacturas" totales, se deflactó a precios de 1975 y se transformó en logaritmos," Lmanuf". Como se ve en la tabla 5.17, Lmanuf no es estacionaria de acuerdo con la prueba ERS ya que el estadístico-p indica que se acepta la hipótesis nula para los niveles del 1, 5 y 10 por ciento, mientras que la primera diferencia logarítmica, dmanuf, sí es estacionaria para los tres niveles.

Tabla 5.17 Prueba de estacionariedad ERS para Lmanuf y dmanuf, 1925-1999

Null Hypothesis: LMANUF has a unit root Exogenous: Constant Lag length: 2 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11) Sample: 1925 1999 Included observations: 75		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		802.9953
Test critical values:	1% level	1.910000
	5% level	3.040000
	10% level	4.040000

Null Hypothesis: DMANUF has a unit root Exogenous: Constant Sample (adjusted): 1926 1999 Included observations: 74 after adjustments		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		1.878879
Test critical values:	1% level	1.908400
	5% level	3.037200
	10% level	4.034800
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)		

Fuente: Cálculos del autor.

La Tabla 5.18 resume los resultados de la prueba de Granger para determinar la orientación de la causalidad entre dmanuf con decred y ditcr. En efecto, se concluye que la causalidad Granger entre dmanuf y dcred es bidireccional, mientras que entre dmanuf y ditcr, la causalidad va de ditcr hacia dmanuf.

Tabla 5.18 Prueba de Granger para dmanuf-dcred y dmanuf-ditcr

Pairwise Granger Causality Tests Sample: 1925 1999 Lags: 5			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DCRED does not Granger Cause DMANUF	69	2.91906	0.0203
DMANUF does not Granger Cause DCRED		6.27852	0.0001
Lags: 4			
DITCR does not Granger Cause DMANUF	70	2.97264	0.0261
DMANUF does not Granger Cause DITCR		1.19408	0.3225

Fuente: Cálculos del autor.

La prueba complementaria que es la de Johansen en la tabla 5.19 muestra que dmanuf tiene dos vectores de cointegración con dcred y ditcr lo cual confirma que estas variables estuvieron relacionadas en el largo plazo y que se dieron condiciones de equilibrio entre ellas. Luego sí podemos decir que tanto las tasas de crédito como las tasas de cambio ayudaron a determinar las variaciones del sector manufacturero durante el período 1925-1999.

Tabla 5.19 Prueba de Johansen para dmanuf-dcred y dmanuf-ditcr

Johansen. Sample: 1925 1999
Included observations: 71
Series: DMANUF DCRED
Lags interval: 1 to 2

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	2	2	2	2
Max-Eig	1	2	2	2	2

Included observations: 70
Series: DMANUF DITCR
Lags interval: 1 to 3

Trace	1	2	2	2	2
Max-Eig	1	2	2	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: Cálculos del autor.

Al proceder a las regresiones se detectó heterocedasticidad y se seleccionó un EGARCH(1,0,0) descrito en la Tabla 5.20. Empezando por las variables dicotómicas, las tres resultaron significativas. Observe que el signo de A1 es negativo y el de D1 y D2 es positivo. Recuérdese que el A1 toma valores de cero entre 1925-1973 y de uno entre 1973-1999; esta variable se hace cero para el primer período y se hace uno para el segundo. De acuerdo con los resultados, se concluye que la liberación de las tasas de interés y la upaquización de las mismas sí tuvo incidencia en el costo del crédito (el paso de tasas de crédito reales negativas a positivas y aumento en los márgenes de intermediación) en el PIB real del sector manufacturero y que su efecto fue negativo, como lo indica el coeficiente negativo de A1 entre 1973-1999. Con base en lo anterior se puede afirmar que la relación de las manufacturas con respecto al crédito bancario se dividió en dos: antes y después del UPAC.

En cuanto a la política de la tasa de cambio, ésta también produjo cambios en el sector manufacturero pues el hecho de que D1 y D2 sean significativas, evidencia que la dependencia de las manufacturas de la ITCR se dio en tres etapas: la primera, para 1925-1967 en la que D1 toma valor de uno (que se multiplica por el coeficiente) mientras que D2 es cero; la segunda, para 1968-1991 en la que D2 toma el valor cero y D2 toma el valor de uno que se multiplica por su coeficiente y la tercera, 1992-1999. El signo positivo de las dicotómicas indica que los cambios en la estructura de la tasa de cambio afectaron positivamente la producción del sector.

Si se compara las variables dcred y ditcr, se nota que los cambios en el costo del crédito ejercieron su impacto en forma negativa: tanto el coeficiente actual como rezagos hasta de cinco años presentan signos negativos; la suma de los coeficientes negativos del dcred suman 0.0046%. Mientras que el ditcr parece haber tenido un efecto estimulante para el crecimiento no solo por el signo positivo de los coeficientes sino también porque la suma de los coeficientes es 0.06% aproximadamente, mayor en números absolutos que la suma de los coeficientes de los créditos.

La regresión presenta un R-cuadrado ajustado del 19.74%, porcentaje bajo, que da a entender que el crecimiento del sector dependió principalmente de muchas otras variables no incluidas en la regresión y no propiamente del crédito. Los otros estadísticos indican que ya no hay problemas de autocorrelación y heterocedasticidad. La segunda ecuación, la de la varianza condicionada de los residuos, no incluye efecto apalancamiento. Las ecuaciones finales entonces son:

- $DMANUF - 0.046 - 0.029*A1 + 0.022*D1 + 0.018*D2$
  $- 0.000369*DCRED$
  $- 0.001078* DCRED_{t-1} - 0.0006*DCRED_{t-2} - 0.00117*DITCR_{t-3}$
  $- 0.001611* DCRED_{t-5} + 0.044*DITCR_t + 0.01456* DITCR_{t-4}$
- $Log (\sigma^2) = - 8.80 + 1.9769*ABS (U_{t-1}/ \sigma_{t-1})$

Para finalizar, los residuos de la regresión son homocedásticos, según prueba de heteroscedasticidad ARCH y tienen una probabilidad del 71% de conformar una distribución normal según el Jarque-Bera. Ver Gráfico 5.8.

Tabla 5.20 Dmanuf en función de PIB y Ditcr. EGARCH(1,0,0)

Dependent Variable: DMANUF
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 1931 1999
Included observations: 69 after adjustments
Convergence achieved after 25 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(12) + C(13)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.046148	0.003515	13.12925	0.0000
A1	-0.029095	0.002249	-12.93559	0.0000
D1	0.022620	0.003862	5.856506	0.0000
D2	0.018483	0.003351	5.514940	0.0000
DCRED	-0.000369	8.15E-05	-4.520384	0.0000
DCRED(-1)	-0.001078	7.70E-05	-13.99358	0.0000
DCRED(-2)	-0.000616	8.91E-05	-6.913313	0.0000
DCRED(-3)	-0.001173	6.75E-05	-17.36976	0.0000
DCRED(-5)	-0.001611	3.17E-05	-50.81284	0.0000
DITCR	0.044083	0.006699	6.580537	0.0000
DITCR(-4)	0.014559	0.011267	1.292174	0.1963
Variance Equation				
C(12)	-8.800894	0.164487	-53.50504	0.0000
C(13)	1.976925	0.260135	7.599599	0.0000

R-squared	0.339046	Mean dependent var	0.053097
Adjusted R-squared	0.197413	S.D. dependent var	0.047593
S.E. of regression	0.042638	Akaike info criterion	-3.869644
Sum squared resid	0.101806	Schwarz criterion	-3.448726
Log likelihood	146.5027	F-statistic	2.393832
Durbin-Watson stat	1.918749	Prob(F-statistic)	0.014140

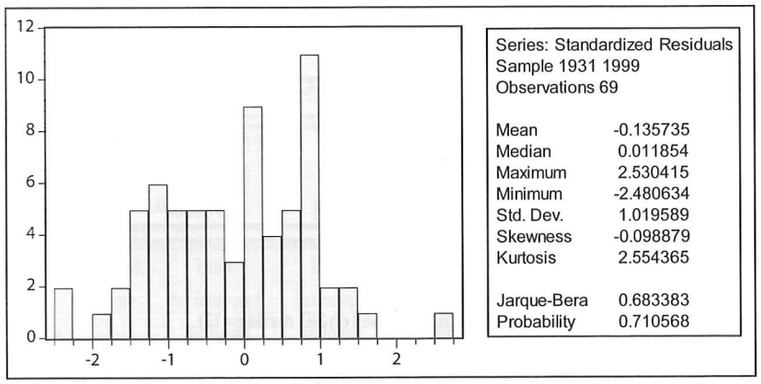
Fuente: Cálculos del autor.

El hecho de que los signos de los coeficientes de las tasas de interés sean negativos puede generar equivocadas interpretaciones sobre el papel del crédito. Obviamente el crédito es necesario para que la empresa pueda crecer; el crédito otorga efectivo a la empresa y esta lo usa para ejecutar sus planes de desarrollo, es decir, al crédito hay que mirarlo como un costo en el cual hay que incurrir si se quiere lograr desarrollo, sin embargo, independiente de que el crédito ayude a financiar las empresa o que los intereses los dicte la voluntad política o las fuer-

zas del mercado, lo contraproducente parece ser el incremento exagerado de los intereses o la excesiva dependencia del crédito al no haberse desarrollado lo suficientemente otras alternativas de financiación a lo largo del siglo XX (como el mercado de capitales), pues al fin y al cabo, los intereses son costos y todo costo reduce las utilidades de las empresas y si son muy altos en términos reales, se restringe el crecimiento económico. Sobre este debate se ha escrito mucho.[7]

Gráfico 5.8 Prueba de Heteroscedasticidad ARCH y normalidad de los residuos del EGARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.268227	Prob. F(1,66)	0.6063
Obs*R-squared	0.275236	Prob. Chi-Square(1)	0.5998



Fuente: Cálculos del autor.

5.6. El sector minero, las tasas de crédito y el ITCR, 1925-1999

Se tomó la serie "Minería" en sus valores totales, se deflactó a precios de 1975 y se transformó en logaritmos, "Lmin". Como se ve en la Tabla 5.21, Lmin no es estacionaria de acuerdo con la prueba ERS; se obtuvo la primera diferencia logarítmica, "dmin" que sorprendentemente tampoco es estacionaria, sin embargo, se trabajará con dmin puesto que hacer más transformaciones matemáticas sobre dmin dificultaría la interpretación práctica de los resultados de la regresión. La Tabla 5.22

7 Avendaño Cruz, Hernán. (2006) ¿Es demasiado costoso el Microcrédito en Colombia? Carta Financiera, ANIF, Edición No. 133, Abril-Mayo. Bogotá. http://www.mincomercio.gov.co/eContent/documentos/publicaciones/EscostosoelmicrocreditoenColombia.pdf

PONTIFICIA UNIVERSIDAD JAVERIANA BIBLIOTECA CALI

presenta los resultados de la prueba de Granger para determinar la orientación de la causalidad entre dmin con decred y ditcr; aparentemente, no hay causalidad Granger entre dmin y ditcr pero sí parece que dcred explica el comportamiento de dmin. La prueba de Johansen nos permite ver que sí hubo relaciones de largo plazo entre las tres variables. Después de correr varios modelos, se escogió un EGARCH(1,1,1) que fue el mejor según el criterio de Schwarz.

Tabla 5.21 Prueba de estacionariedad ERS para Lmin y Dmin. 1925-1999

Null Hypothesis: LMIN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)
Sample: 1925 1999
Included observations: 75

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		12.52035
Test critical values:	1% level	4.240000
	5% level	5.680000
	10% level	6.780000

Null Hypothesis: DMIN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)
Sample (adjusted): 1926 1999
Included observations: 74 after adjustments

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		9.903048
Test critical values:	1% level	4.239200
	5% level	5.681600
	10% level	6.779600

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 5.22 Prueba de Granger para dmin-dcred y dmin-ditcr

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1925 1999
Lags: 10

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DCRED does not Granger Cause DMIN	64	3.68567	0.00129
DMIN does not Granger Cause DCRED		1.01051	0.45041

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DMIN does not Granger Cause DITCR	69	1.42352	0.22942
DITCR does not Granger Cause DMIN		0.83766	0.52846

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 5.23 Prueba de Johansen para dmin-dcred y dmin-ditcr

Johansen. Sample: 1925 1999
Included observations: 71
Series: DMIN DCRED
Lags interval: 1 to 2

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

Included observations: 69
Series: DITCR DMIN
Lags interval: 1 to 4

Trace	2	2	2	1	2
Max-Eig	2	2	2	0	2

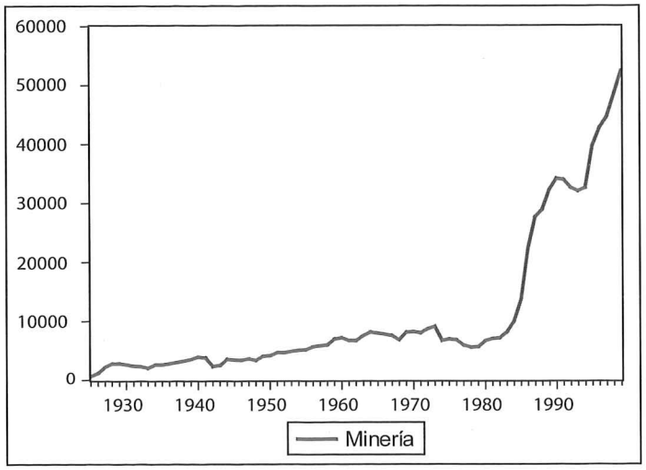
Fuente: Cálculos del autor.

El EGARCH (1,1,1) para el sector minero, Dmin, se detalla en la Tabla 5.24 Las variables relacionadas con el crédito salieron significativas, por ejemplo, la dicotómica A1 con signo positivo confirma que el cambio de política en las tasas de interés durante la década de los setenta sí afectó al sector; en cuanto a los cambios de las tasas de interés solo importaron los cambios actuales; el signo es negativo como es lo correcto, pero la magnitud del coeficiente es muy baja, prácticamente ninguna (-0.0015%). El R-cuadrado ajustado fue de 8.65% lo que es muy bajo. El

hecho que la ditcr no haya sido significativa (corrobora lo de la prueba de Granger) da a entender que el sector minero se alteró marginalmente por la devaluación o revaluación y hace recordar que la minería depende de variables exógenas o externas al país como es la demanda extranjera, lo cual la hace muy volátil según se observa en el Gráfico 5.9. El gran despegue que se da a finales de los setenta y comienzos de los ochenta es la consecuencia de la crisis energética que estimuló la exploración petrolera, las exportaciones de carbón, ferroníquel, etc., dadas las favorables condiciones de precios en los mercados internacionales que se han prolongado hasta el año 2007.

La ecuación de la varianza condicional recoge la dependencia de lo internacional pues la varianza depende de sus propios valores rezagados con signo positivo, además se presenta el efecto apalancamiento con coeficiente negativo: las malas noticias relacionadas con las variables del sector afectan negativamente su crecimiento. Los residuos de la regresión no presentan autocorrelación ni homocedasticidad ARCH, además, los residuos cumplen en un 23.31% con el requisito de tener una distribución normal, según el Jarque-Bera.

Gráfico 5.9 Producción minera precios de 1975



Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 5.24 Dmin en función de dcred. EGARCH(1,1,1)

Dependent Variable: DMIN
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 1927 1999
Included observations: 73 after adjustments
Convergence achieved after 29 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Variance backcast: ON
LOG(GARCH) = C(5) + C(6)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(7)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(8)*LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.027761	0.015762	1.761254	0.0782
A1	0.096205	0.023860	4.032149	0.0001
DCRED	-0.001579	0.000394	-4.003928	0.0001
AR(1)	0.462963	0.073221	6.322773	0.0000
Variance Equation				
C(5)	-3.720912	0.692628	-5.372164	0.0000
C(6)	1.534470	0.300416	5.107821	0.0000
C(7)	-0.482126	0.221196	-2.179630	0.0293
C(8)	0.449047	0.168243	2.669040	0.0076

R-squared	0.175303	Mean dependent var	0.051721
Adjusted R-squared	0.086490	S.D. dependent var	0.145941
S.E. of regression	0.139487	Akaike info criterion	-1.365401
Sum squared resid	1.264675	Schwarz criterion	-1.114391
Log likelihood	57.83712	F-statistic	1.973833
Durbin-Watson stat	2.099199	Prob(F-statistic)	0.072186

Fuente: Cálculos del autor.

Las ecuaciones finalmente quedaron así:

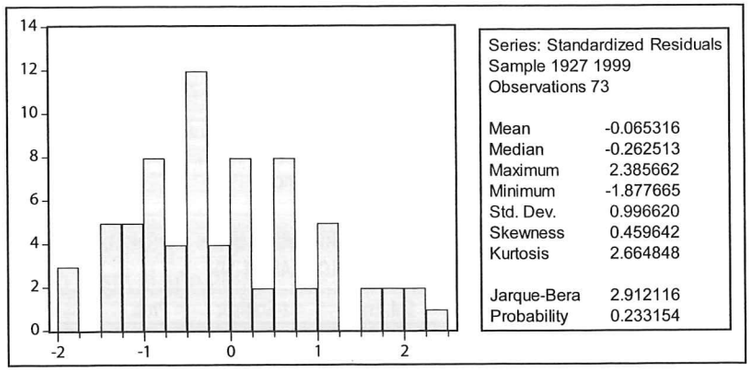
- $DMIN = 0.02776 + 0.096*A1 - 0.00158 *DCRED_t + 0.4629 *U_{t-1}$
- $Log\ (\sigma^2) = -3.72 + 0.449* Log(\sigma^2_{t-1}) + 1.53*ABS\ (U_{t-1}/\ \sigma_{t-1}) - 0.4821*(U_{t-1}/\sigma_{t-1})$

Gráfico 5.10 Normalidad de los residuos

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.021578	Prob. F(1,70)	0.8836
Obs*R-squared	0.022188	Prob. Chi-Square(1)	0.8816

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior



Fuente: Cálculos del autor.

En conclusión, se puede afirmar con seguridad que el sector minero no se vio determinado por el comportamiento de las tasas de interés ni las variables que componen el ITCR (devaluación real o revaluación real); este sector depende de variables exógenas no incluídas en la regresión.

5.7. El sector de la construcción y las tasas de interés, 1925-1999

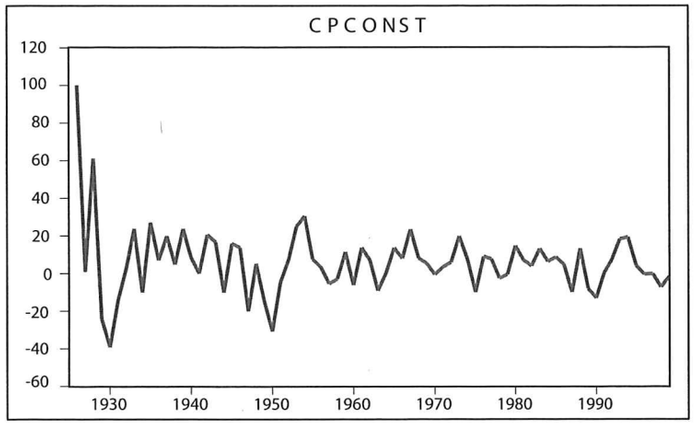
Este sector, como es sabido, fue uno de los motores del crecimiento a lo largo del siglo XX, especialmente a partir de 1972 con la instauración del UPAC, sin embargo, como se ha dicho con anterioridad, el sector fue afectado por el mismo sistema cuando la unidad UPAC empezó a ajustarse de acuerdo con el comportamiento de la DTF. En 1984, se introdujo un componente de tasa de interés al cálculo de la Corrección Monetaria, componente que se elevó en 1988 (un 35% del valor de la DTF del mes anterior), en 1992 (50% del promedio de la DTF calculado para las ocho semanas anteriores); en 1994 se excluyó de su cálculo el índice de precios al consumidor y la fórmula quedó totalmente dependiente de la DTF.[8] Al final del capítulo hay una lista de autores que han tratado el tema.

La Tabla 5.25 muestra las cifras del sector deflactadas a precios de 1975 y los cambios porcentuales anuales. Se observa que las variaciones fueron menores a

8 Molina, Pablo. (1999), "El Nuevo sistema de financiamiento de vivienda". En: Revista Economía Colombiana. N.º 276, pp.34-35.

partir de los años setenta (Gráfico 5.11) aparentemente como resultado de las reformas mencionadas que estimularon el ahorro individual debido a las rentabilidades positivas que pagó la banca y a la movilización de grandes recursos a la construcción hasta que estalló la crisis del UPAC en 1995. Los resultados de la crisis se evidencian en los crecimientos negativos durante los últimos seis años –1995 - 2000– que fue sin duda la recesión más larga y profunda del sector y del país en el siglo XX, pues a pesar de que la contracción del período 1929-1931 presentó cambios porcentuales negativos mayores, fue más corta y tuvo menores consecuencias sociales que la de los años noventa, dado que en la primera la mayoría de la población vivía en el campo y la tasa de desempleo no dependía de la construcción como sí lo ha sido desde los setenta. La recuperación empezaría en 2001.

Gráfico 5.11 Cambios porcentuales anuales de la construcción. 1925-1999



Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 5.25 Cambios porcentuales anuales de la construcción. 1925-1999

Año	$	Δ%	Año	$	Δ%	Año	$	Δ%
1.925	1.140		1.950	3.168	-30,8	1.975	13.535	-9,9
1.926	2.279	100,0	1.951	3.013	-4,9	1.976	14.753	9,0
1.927	2.300	0,9	1.952	3.230	7,2	1.977	15.877	7,6
1.928	3.704	61,1	1.953	4.040	25,1	1.978	15.471	-2,6
1.929	2.809	-24,2	1.954	5.270	30,4	1.979	15.383	-0,6
1.930	1.708	-39,2	1.955	5.668	7,6	1.980	17.632	14,6

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Año	$	Δ%	Año	$	Δ%	Año	$	Δ%
1.931	1.464	-14,3	1.956	5.862	3,4	1.981	18.884	7,1
1.932	1.501	2,6	1.957	5.542	-5,5	1.982	19.648	4,0
1.933	1.858	23,7	1.958	5.373	-3,1	1.983	22.193	13,0
1.934	1.670	-10,1	1.959	5.981	11,3	1.984	23.606	6,4
1.935	2.120	27,0	1.960	5.615	-6,1	1.985	25.641	8,6
1.936	2.270	7,1	1.961	6.378	13,6	1.986	26.890	4,9
1.937	2.721	19,8	1.962	6.826	7,0	1.987	24.191	-10,0
1.938	2.852	4,8	1.963	6.202	-9,1	1.988	27.382	13,2
1.939	3.527	23,7	1.964	6.211	0,1	1.989	25.154	-8,1
1.940	3.827	8,5	1.965	7.049	13,5	1.990	21.866	-13,1
1.941	3.827	0,0	1.966	7.617	8,1	1.991	21.920	0,2
1.942	4.616	20,6	1.967	9.398	23,4	1.992	23.511	7,3
1.943	5.385	16,7	1.968	10.158	8,1	1.993	27.790	18,2
1.944	4.841	-10,1	1.969	10.696	5,3	1.994	33.135	19,2
1.945	5.610	15,9	1.970	10.647	-0,5	1.995	34.531	1,9
1.946	6.379	13,7	1.971	11.007	3,4	1.996	34.365	-12,9
1.947	5.103	-20,0	1.972	11.664	6,0	1.997	34.286	-2,2
1.948	5.366	5,2	1.973	13.965	19,7	1.998	31.797	-7,2
1.949	4.578	-14,7	1.974	15.023	7,6	1.999	31.242	-27,0

Fuente: Cálculos del autor.

La construcción y las tasas de interés de crédito

Para construir una regresión que explique el grado de dependencia del sector de la construcción del crédito financiero, se construyó la serie Lconst o logaritmo natural de la construcción, la cual no es estacionaria a los niveles del 1% y 5% pero sí al 10% como se detalla en la Tabla 5.26; se trabajará con la primera diferencia logarítmica, dconst. Aplicando las pruebas de Granger a dconst y decaed, con rezagos de dos años, se concluye que hay una causalidad unidireccional; se acepta la hipótesis nula "dcred no causa Granger dconst", es decir, los cambios en las tasas de crédito aparentemente no guardan información sobre la construcción pero sí en sentido contrario. Por el contrario, la prueba de Johansen muestra relaciones de largo plazo entre ambas variables.

En cuanto a las regresiones, se corrió una para 1925-1972 y otra para 1972-1996. La primera descrita en la Tabla 5.28 es un modelo de MCO que fue lo mejor que se obtuvo después de explorar otros modelos.

Tabla 5.26 Prueba de Estacionariedad ERS para Lconst. 1925-1999

Null Hypothesis: LCONST has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)
Sample: 1925 1999
Included observations: 75

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		6.002168
Test critical values:	1% level	4.240000
	5% level	5.680000
	10% level	6.780000

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 5.27 Pruebas de Granger y Johansen para dconst y dcred. 1925-1999

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1925 1999
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DCONST does not Granger Cause DCRED	72	2.67688	0.0761
DCRED does not Granger Cause DCONST		0.96217	0.3873

Johansen. Sample: 1925 1999
Included observations: 71
Series: DCONST DCRED
Lags interval: 1 to 2

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 5.28 Dconst en function de dcred. 1925-1972

Dependent Variable: DCONST				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1927 1972				
Included observations: 46 after adjustments				
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.036041	0.024850	1.450335	0.1541
DCRED(-1)	-0.001875	0.001082	-1.733803	0.0900
R-squared	0.036948	Mean dependent var		0.035492
Adjusted R-squared	0.015060	S.D. dependent var		0.170506
S.E. of regression	0.169217	Akaike info criterion		-0.672761
Sum squared resid	1.259918	Schwarz criterion		-0.593255
Log likelihood	17.47350	Hannan-Quinn criter.		-0.642977
F-statistic	1.688075	Durbin-Watson stat		1.711672
Prob(F-statistic)	0.200622			

Fuente: Cálculos del autor.

Los resultados evidencian la relación inversa entre la tasa de crédito y el crecimiento de la construcción: un aumento del 1% en las tasas de crédito reales redujo la tasa real de crecimiento del sector en 0.187% con un rezago de un año (con un nivel de confianza del 91%: (100%-9%). Para esta regresión se exploraron como variables regresoras la tasa de depósitos y los márgenes de intermediación pero no resultaron significativas. El R-cuadrado cuenta con apenas el 3.7% corroborando que para ese período la construcción no dependió principalmente del crédito financiero o de la dinámica de mercado de las tasas de interés en forma importante, pues las tasas reales de ahorros y créditos eran negativas, por lo que se desestimulaba el ahorro y el crédito orientado a la construcción privada. La regresión es:

- $DCONST = 0.036 - 0.1875*DCRED_{t-1}$

Los residuos no presentan autocorrelación serial pues el DW es cercano a 2.0. La Tabla 5.29 muestra que no hay autocorrelación serial de acuerdo con la prueba de Breusch-Godfrey ni heterocedasticidad según la prueba de White; sin embargo, la regresión presenta una falla: los residuos no conforman una distribución normal según el Jarque-Bera pues apenas hay una probabilidad del 2.4% de aceptar la hipótesis nula. Esta falla se puede atribuir a la ausencia de otras variables diferentes de la tasa de crédito, por lo que se concluye que esta regresión no es sólida técnicamente hablando.

Tabla 5.29 Prueba de Breusch-Godfrey y de White. 1925-1972

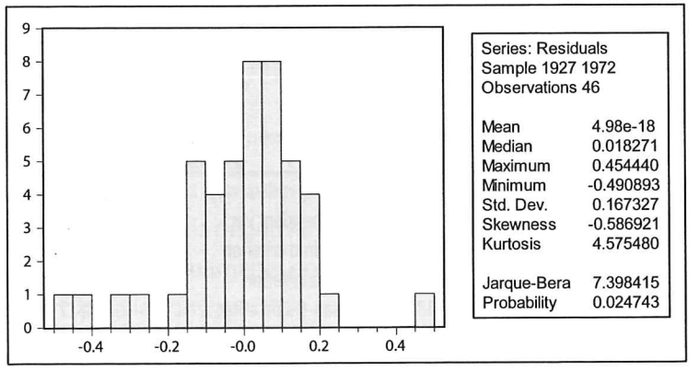
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.183167	Probability	0.316308
Obs*R-squared	2.453468	Probability	0.293249
White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	0.410931	Probability	0.665609
Obs*R-squared	0.862713	Probability	0.649627

Fuente: Cálculos del autor.

Se puede concluir que para el período 1925-1972, el sector de la construcción no estuvo influenciado por los cambios en las tasas de interés, lo que es comprensible dadas las políticas implementadas por las autoridades económicas de entonces (fijación de tasas de interés y las consecuentes tasas de crédito reales negativas).

Para el período 1972-1996, la regresión óptima fue también una MCO, Tabla 5.30, en esta regresión, dconst es función de dcred y dmargen o diferencia entre la tasa real de crédito y la de depósitos (DTF real). Las dos regresoras resultaron significativas, sin embargo, los coeficientes son muy cercanos a cero, lo que prácticamente elimina el efecto. Aún así, podría pensarse en la posibilidad de multicolinealidad entre dcred y dmargen, pero se comprobó que no existe como lo muestra la Tabla 5.31 en el que las correlaciones entre los coeficientes de las dos regresoras (y entre sus rezagos) son muy bajas.

Gráfico 5.12 Normalidad de los residuos. 1925-1972



Fuente: Cálculos del autor.

Ambas regresoras afectaron el crecimiento de la construcción durante el año actual y rezago de un año y el margen con hasta cuatro años de rezagos. Mientras que la dcred tiene signo negativo, la dmargen tiene signo positivo. A mayor margen parece haber sido mayor la disposición del sector financiero a dar crédito, lo que permitió crecer al sector de la construcción. Los signos contrarios en ambas regresoras hacen que los coeficientes tiendan a anularse y reducen el efecto neto de las regresoras a casi cero El cuadro muestra un R-cuadrado del 43.2% aproximadamente, el cual ya es un valor considerable, prueba F altamente significativa, lo que indica que en las regresoras son significativas en forma conjunta. La ecuación de la Tabla 5.30 es:

- $DCONST_t = 0.037 - 0.004*DCRED_{t-1} + 0.006*DMARGEN_t + 0.016*DMARGEN_{t-1} + 0.0028*DMARGEN_{t-4} + 0.938*U_{t-1} - 0.418*U_{t-2}$

La Tabla 5.32 muestra que no hay autocorrelación serial ni heteroscedasticidad y finalmente, el Gráfico 5.13 permite ver que para este período los residuos sí tienen distribución normal: un 71.58% de probabilidad según el Jarque-Bera.

Tabla 5.30 Dconst en function de dcred y dmargen. 1972-1996

Dependent Variable: DCONST
Method: Least Squares
Sample: 1972 1996
Included observations: 25
Convergence achieved after 11 iterations
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.036976	0.030030	1.231321	0.2340
DCRED(-1)	-0.004610	0.001321	-3.489304	0.0026
DMARGEN	0.006302	0.002584	2.438347	0.0253
DMARGEN(-1)	0.016304	0.003004	5.427299	0.0000
DMARGEN(-4)	0.002840	0.001454	1.952941	0.0666
AR(1)	0.938133	0.174758	5.368181	0.0000
AR(2)	-0.417886	0.204519	-2.043265	0.0559

R-squared	0.560564	Mean dependent var	0.045540
Adjusted R-squared	0.414085	S.D. dependent var	0.087849
S.E. of regression	0.067244	Akaike info criterion	-2.329480
Sum squared resid	0.081392	Schwarz criterion	-1.988195
Log likelihood	36.11850	Hannan-Quinn criter.	-2.234822
F-statistic	3.826933	Durbin-Watson stat	2.211597
Prob(F-statistic)	0.012334		

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 5.31 Correlación entre los coeficientes de la regresión MCO 1972-1996

	DCONST	DCRED(-1)	DMARGEN	DMARGEN(-1)	DMARGEN(-4)
DCONST	1.000000	-0.247259	-0.017046	0.076800	0.058295
DCRED(-1)	-0.247259	1.000000	-0.089373	0.060904	0.002435
DMARGEN	-0.017046	-0.089373	1.000000	-0.218424	-0.018193
DMARGEN(-1)	0.076800	0.060904	-0.218424	1.000000	-0.084945
DMARGEN(-4)	0.058295	0.002435	-0.018193	-0.084945	1.000000

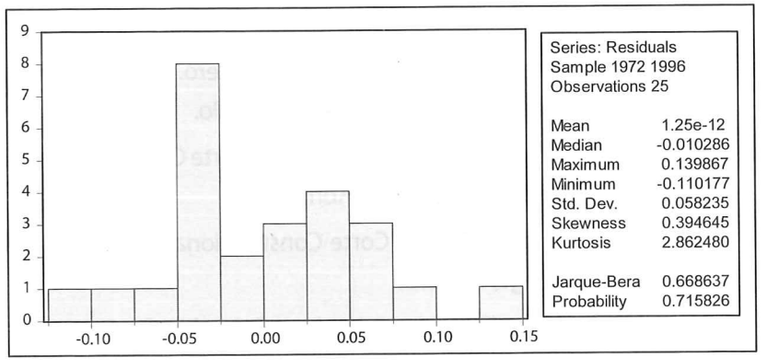
Tabla 5.32 Pruebas de Breusch-Godfrey y White. 1972-1996

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	3.049022	Prob. F(2,16)	0.0755
Obs*R-squared	6.898850	Prob. Chi-Square(2)	0.0318

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.125183	Prob. F(4,20)	0.9717
Obs*R-squared	0.610627	Prob. Chi-Square(4)	0.9619
Scaled explained SS	0.294783	Prob. Chi-Square(4)	0.9901

Fuente: Cálculos del autor

Gráfico 5.13 Normalidad de los residuos, 1972-1996



Fuente: Cálculos del autor.

Se concluye entonces que en el período 1972-1996, la inversión en la construcción sí estuvo determinada negativamente por los cambios en las tasas de crédito real y principalmente los márgenes en las tasas, a mayor margen en términos reales, mayor crédito para la construcción.

Para terminar este capítulo, que ha sido intencionalmente extenso con el fin de señalar la importancia de la inversión privada en el crecimiento y desarrollo

económico, a través de las regresiones se ha demostrado la sensibilidad de la economía a los cambios en las tasas de interés y especialmente a las políticas económicas concernientes al sector financiero. Lamentablemente, de acuerdo con las regresiones obtenidas, los efectos positivos del sector financiero sobre el crecimiento de varios sectores ha sido casi nulo a lo largo del siglo XX; parece ser que el impacto inicial positivo al otorgar liquidez se desvanece en el largo plazo como resultado de las alzas en las tasas de interés. Contrariamente, tal como se vio para cada sector, tuvo más impacto positivo en el desarrollo de estos el manejo de las tasas de cambio que lo crediticio.

Bibliografía

Alarcón, Luis Fernando y Reyes, Álvaro (1988), La Desupaquización de la Economía Colombiana. Editorial La Oveja Negra. Santafé de Bogotá.

Asobancaria. (1983), El Sistema Colombiano de Ahorro y Vivienda, Asociación Bancaria de Colombia, Santafé de Bogotá.

Cárdenas, M. y A. Badel (2003). La Crisis de Financiamiento Hipotecario en Colombia: Causas y Consecuencias. Coyuntura Económica, Fedesarrollo, Septiembre.

Cárdenas, Mauricio, Ximena Cadena y Juan Felipe Quintero. Determinantes de la Actividad Edificadora en Colombia. Fedesarrollo.

Clavijo, Sergio (2001). Fallos y Fallas Económicas de la Corte Constitucional. Libros de Cambio, Editorial Alfa Omega, Abril.

Clavijo, S.(2004). Descifrando la 'Nueva' Corte Constitucional (Libros de Cambio, Editorial AlfaOmega, Febrero.

Clavijo, S., M. Janna y S. Muñoz (2004). La Vivienda en Colombia: Sus Determinantes Socio-Económicos y Financieros. Borradores de Economía Banco de la República, No. 300, Agosto.

Cuéllar, María Mercedes (2002). Sector Hipotecario: Situacion y Perspectivas. ICAVI, Julio.

DNP, Departamento Nacional de Planeación. (1972), Las Cuatro Estrategias, Editorial Andes, Santafé de Bogotá.

Echavarría Soto, Juan José, Enrique López Enciso, Martha Misas Arango, Juana Téllez Corredor y Juan Carlos Parra Álvarez. La Tasa de Interés Natural en Colombia. www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra412.pdf

Gandolfo, G. (1985). Economic Dynamics: Methods and Models, North-Holland, Amsterdam.

Huertas, C., M. Jalil, S. Olarte & J. V. Romero. (2005). Algunas Consideraciones sobre el canal del crédito y la transmisión de tasas de interés en Colombia. Instituto Colombiano de Ahorro y Vivienda, ICAV. Facultad de Economía - Universidad del Rosario. Determinantes de la demanda de crédito hipotecario.

Molina, Pablo (1999), El Nuevo sistema de financiamiento de vivienda. En: Revista Economía Colombiana. No. 276, pp.34-35.

Nerlove, M. (1956) Estimates of the Elasticities of Supply of Selected Agricultural Commodities. Journal of Farm Economics, 38: 2, 496-509.

Urrutia, M. (2000). Políticas para evitar burbujas especulativas en finca raíz. Revista del Banco de la República. Enero.

Capítulo 6

El sector externo. Parte I

En Colombia se han hecho innumerables estudios del impacto de la tasa de cambio, nominal y real, sobre las exportaciones, importaciones, balanza comercial, competitividad, etc. Los diferentes sistemas de tasas de cambio, desde la fija hasta la flotante, fueron cada uno en su respectivo momento, considerados por gobiernos y gremios como la herramienta que solucionaría gran parte de los principales problemas económicos del país, de allí la abundancia de literatura y estudios sobre este tema. Al final del capítulo y de algunos apartes aparece un listado de bibliografía relacionada.

6.1. La tasa de cambio. Generalidades

El manejo de la tasa de cambio peso/US dólar se ha caracterizado por obedecer a políticas económicas que han considerado que la fijación de la tasa de cambio o la intervención del gobierno en el mercado de divisas puede beneficiar a gremios específicos con tal de mejorar su competitividad internacional y acelerar el crecimiento económico. Con los datos a partir del año 1923, Tabla 6.1, publicados por el Banco de la República, se puede sintetizar los siguientes cuatro períodos:

I. 1923-1967. Tasa de cambio fija; esta era decretada por el gobierno. Los cambios se daban con poca frecuencia y cuando era imposible mantener la tasa de cambio ante el deterioro de los demás indicadores del país. Etapa caracterizada por maxidevaluaciones que reversaban los beneficios obtenidos por la revaluación implícita en la tasa fija. Observe los cambios de los años 1933, 1951, 1957, 1962 y 1965.

II. Enero 1968 - diciembre 1990. Período que empezó con el Decreto 444 de 1967, el de la devaluación gota a gota, hasta el año anterior a la apertura económica de 1991. Período de total intervención del Gobierno en el mercado cambiario, control de cambios, restricciones al flujo de capitales.

III. Enero 1991- diciembre 1999. Abarca todo el período de la apertura hasta el año 2006. Este incluye los años en que funcionó la banda cambiaria, 1994-1999, en los cuales se dio una moderada flotación del mercado dentro de los límites de la banda cambiaria con la continua intervención del Banco de la República en el mercado. La banda implicaba una mínima devaluación anual publicada por las autoridades. Sin control de cambios y libertad en el flujo de capitales con pocas restricciones.

IV Enero 2000 - diciembre 2006. Las bandas cambiarias se eliminan en 1999 y aparentemente durante este período la flotación de la tasa de cambio ha sido más libre, aunque con un evidente sesgo del banco central a intervenir en pro de la devaluación (flotación sucia) como lo confirmó su actitud frente a la revaluación de comienzos del 2007 hasta mayo en que dejó flotar libremente la tasa, siguiendo la sugerencia del FMI.

Tabla 6.1 Tasa de cambio nominal (tcn), peso / US dólar. 1923-2007

AÑO	TCN	CPA	AÑO	TCN	CPA	AÑO	TCN	CPA	AÑO	TCN	CPA	AÑO	TCN	CPA
1919	0,99	-	1936	1,76	0,2	1954	2,51	0,0	1972	22,79	9,0	1990	568,7	31,1
1920	1,19	20,21	1937	1,85	5,1	1955	2,51	0,0	1973	24,79	0,0	1991	638,6	12,3
1921	1,10	-7,38	1938	1,75	-5,1	1956	2,51	0,0	1974	28,63	0,0	1992	738,0	15,6
1922	1,05	-3,99	1939	1,75	0,0	1957	5,42	115,9	1975	32,96	115,9	1993	804,3	9,0
1923	1,04	-1,41	1940	1,75	-0,2	1958	6,40	18,1	1976	36,32	18,1	1994	831,3	3,3
1924	1,00	-3,44	1941	1,75	0,2	1959	6,40	0,0	1977	37,96	0,0	1995	987,7	18,8
1925	1,01	1,00	1942	1,75	-0,2	1960	6,70	4,7	1978	41,00	4,7	1996	1005,3	1,8
1926	1,02	0,73	1943	1,75	-0,3	1961	6,70	0,0	1979	44,00	0,0	1997	1293,6	28,7
1927	1,02	0,03	1944	1,75	0,1	1962	9,00	34,3	1980	50,92	34,3	1998	1542,1	19,2
1928	1,03	0,66	1945	1,75	0,2	1963	9,00	0,0	1981	59,07	0,0	1999	1873,8	21,5
1929	1,04	0,73	1946	1,75	-0,1	1964	9,00	0,0	1982	70,29	0,0	2000	2229,2	19,0
1930	1,04	0,00	1947	1,75	0,3	1965	13,50	50,0	1983	88,77	50,0	2001	2291,2	2,8

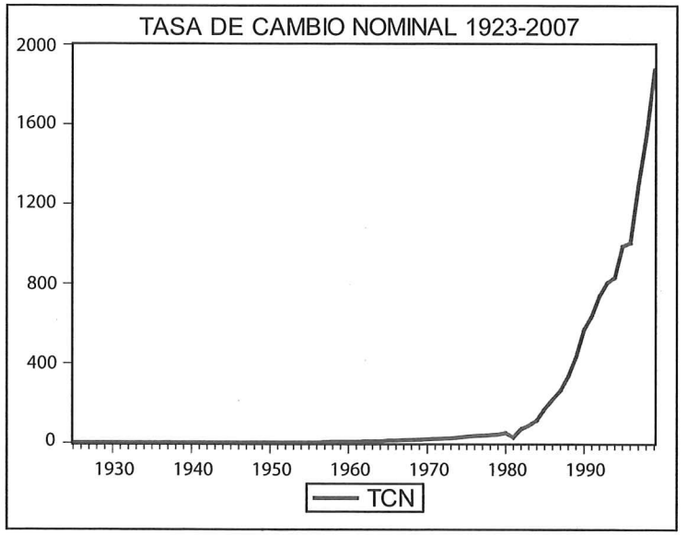
Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

AÑO	TCN	CPA	AÑO	TCN	CPA	AÑO	TCN	CPA	AÑO	TCN	CPA	AÑO	TCN	CPA
1931	1,04	0,00	1948	1,82	3,9	1966	13,50	0,0	1984	113,89	0,0	2002	2864,8	25,0
1932	1,05	1,45	1949	1,96	7,5	1967	15,76	16,7	1985	172,20	16,7	2003	2778,2	-3,0
1933	1,57	49,54	1950	1,96	0,0	1968	16,88	7,1	1986	219,00	7,1	2004	2389,8	-14,0
1934	1,55	-1,29	1951	2,51	28,1	1969	17,85	5,7	1987	263,70	5,7	2005	2284,2	-4,4
1935	1,75	13,11	1952	2,51	0,0	1970	19,09	6,9	1988	335,86	6,9	2006	2238,8	-2,0
			1953	2,51	0,0	1971	20,91	9,5	1989	433,92	9,5	2007	2014,8	-10,0

Fuente: Banco de la República. TCN: tasa de cambio nominal; CPA: cambio porcentual anual de la tasa de cambio. Los cambios positivos significan devaluación del peso y los negativos revaluación del peso. Cálculos del autor.

Gráfico 6.1 Tasa de cambio a fin de año. Peso / US dólar. 1923-2007



Fuente: Cálculos del autor.

6.2. La tasa de cambio nominal (tcn) determinada por el monto de las reservas brutas internacionales, 1923-2007

A lo largo del siglo, no importa cuál haya sido la política cambiaria, se ha dado la coexistencia del mercado oficial con mercados de divisas paralelos, ilegales o informales, en los que la tasa de cambio siempre ha diferido de la tasa de cambio

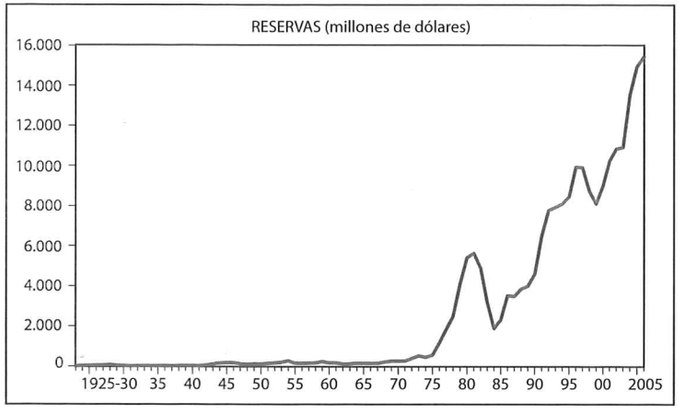
oficial publicada por el Banco de la República. La diferencia implica que los gobiernos han manejado tasas de cambio que no representan la realidad del mercado. Se supone que la verdadera tasa de cambio es la determinada por el libre juego de oferta y demanda, la dada en mercados que operan libres de restricciones o controles, luego se puede concluir que la tasa de cambio nominal peso/dólar no ha estado relacionada estrictamente con la escasez u oferta de reservas internacionales sino que otras variables también han incidido, por ejemplo, las altas tasas de inflación presionaron una mayor devaluación, así se haya dado un aumento de las divisas; conflictos políticos, especulación, etc. La Tabla 6.2 muestra los saldos de las reservas internacionales brutas en millones de dólares desde 1923 hasta el 2007. Evidentemente Colombia fue un país que sufrió por la escasez de reservas hasta que el problema empezó a solucionarse desde 1967 con el Decreto 444 de 1967 y a medida que se profundizó en la internacionalización de la economía; obsérvese lo que ha pasado en la década de 1990.

Tabla 6.2 Saldos de reservas brutas internacionales. 1923-2007. Millones de dólares

Año	Reser	Año	Reser	Año	Reser	Año	Reser	Año	Reser
1923	7	1940	25	1957	157	1974	448	1991	6.500
1924	23	1941	23	1958	173	1975	553	1992	7.778
1925	36	1942	62	1959	230	1976	1.172	1993	7.932
1926	43	1943	113	1960	178	1977	1.836	1994	8.104
1927	44	1944	158	1961	171	1978	2.493	1995	8.453
1928	65	1945	177	1962	116	1979	4.113	1996	9.939
1929	38	1946	176	1963	125	1980	5.420	1997	9.908
1930	27	1947	124	1964	147	1981	5.633	1998	8.740
1931	14	1948	96	1965	145	1982	4.893	1999	8.103
1932	17	1949	123	1966	144	1983	3.176	2000	9.006
1933	17	1950	113	1967	149	1984	1.887	2001	10.245
1934	14	1951	138	1968	218	1985	2.313	2002	10.844
1935	18	1952	167	1969	257	1986	3.512	2003	10.921
1936	24	1953	203	1970	258	1987	3.484	2004	13.540
1937	20	1954	270	1971	265	1988	3.852	2005	14.957
1938	27	1955	153	1972	393	1989	4.001	2006	15.440
1939	24	1956	144	1973	524	1990	4.595	2007	20.607

Fuente: Banco de la República.

Gráfico 6.2 Monto de las reservas brutas en dólares de Estados Unidos. 1923-2007



Fuente: Banco de la República.

Dado que a lo largo del siglo XX se dieron diferentes regímenes cambiarios, caracterizados por una fortísima intervención del gobierno sobre la tasa de cambio, regímenes que no respetaron las condiciones del mercado libre, es decir, no permitieron que la tasa de cambio se regulara según el monto de las reservas internacionales, sino que se manipuló, como se ha visto, entonces no es posible construir una regresión o modelo sólido que permita expresar y analizar el comportamiento de la tasa de cambio nominal en función de las reservas brutas, puesto que históricamente, al menos desde 1967 con el Decreto 444 hasta 1999, el saldo de las reservas dependió del valor de la tasa de cambio nominal; se devaluaba para estimular las exportaciones y se restringían las importaciones con tal de aumentar las reservas. Esto se resume en la Tabla 6.3 que presenta las correlaciones positivas entre ambas variables (saldo mensual de reservas brutas y tcn a fin de mes) para los tres regímenes cambiarios del siglo XX, mientras que para la primera década del siglo XXI, la correlación es negativa porque el sistema cambió y la flotación implica que las tasas de cambio dependen de la fluctuación de las reservas (inversión extranjera, comercio exterior, remesas de trabajadores colombianos en el extranjero).

Tabla 6.3 Correlación entre la TCN y las reservas brutas internacionales

Años	Régimen cambiario	Correlación
1924.01-1967.12	Tasa fija	0.4518
1968.01-1990.12	Devaluación gota a gota	0.4790
1991.01-1999.12	Bandas cambiarias	0.5304
2000.01-2010.12	Tasa flotante	-0.5969

Fuente: Cálculos del autor.

Para hacer un ejercicio que explique la variación de la tasa de cambio en función de las reservas brutas, se corrieron regresiones con los datos mensuales desde enero-2000 hasta diciembre de 2010. Se construyeron series en logaritmos; ***ltcn*** y ***lres***, y sus respectivas diferencias logarítmicas, ***dtcn*** y ***dres***. Se intentó construir modelos con series mensuales anualizadas $(dtcn_t = ltcn_t - ltcn_{t-12})$ pero no fueron satisfactorios, sin embargo, se tuvo éxito con las series mensuales $(dtcn_t = ltcn_t - ltcn_{t-1})$ que expresan cambios o rentabilidades compuestas continuas. Trabajando con éstos últimos, tanto ***Ltcn*** y ***Lres*** no son estacionarias por lo que se trabajó con sus primeras diferencias logarítmicas mensuales ***dtcn*** y ***dres***. Ver Tabla 6.4.

Tabla 6.4 Prueba de estacionariedad ERS para Lres y Ltcn

Null Hypothesis: LTCN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=12)
Sample: 2000M01 2010M12
Included observations: 132

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		18.79827
Test critical values:	1% level	4.192800
	5% level	5.646400
	10% level	6.812400

Null Hypothesis: LRES has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=12)
Sample: 2000M01 2010M12
Included observations: 132

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		15.27644
Test critical values:	1% level	4.192800
	5% level	5.646400
	10% level	6.812400

Fuente: Cálculos del autor

La Tabla 6.5 presenta los resultados de las pruebas de Granger y Johansen para las variables dtcn y dres: según Granger no hay relación alguna entre dres y dtcn, por ejemplo, hay un 68.94% de probabilidad de aceptar la hipótesis nula que dres no causa tipo Granger a dtcn y un 40.78% de que dtcn no cause tipo Granger a dres, por el contrario la prueba de Johansen concluye que sí hay vectores de cointegración para todos los casos, luego parece que las dos variables han estado cointegradas a lo largo de la década.

Se corrieron regresiones y la mejor es EGARCH(2,0,1) de acuerdo con el criterio de Schwarz. La regresión indica que para el período analizado el comportamiento de la tasa de cambio nominal sí estuvo explicado en un 9.55% por los cambios sí los saldos de las reservas brutas internacionales; resultado bastante bajo con lo esperado.

Tabla 6.5 Pruebas de Granger y Johansen para dtcn y dres. 2000.01-2007.12

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 2000M01 2010M12
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DRES does not Granger Cause DTCN	129	0.37311	0.6894
DTCN does not Granger Cause DRES		0.90341	0.4078

Johansen. Sample: 2000M01 2010M12
Included observations: 129
Series: DTCN DRES
Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

Fuente: Cálculos del autor.

La regresión, Tabla 6.6, arrojó las siguientes ecuaciones:

- $DTCN = -0.0045 - 0.124*DRES - 0.159*DRES_{t-2} + 0.213*U_{t-1} - 0.229*U_{t-6} - 0.190*U_{t-11} + 0.407*U_{t-14}$
- $Log(\sigma^2) = -6.48 + 0.644*ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) - 0.665*ABS(U_{t-2}/\sigma_{t-2}) + 1.15*(U_{t-1}/\sigma_{t-1})$

El coeficiente de determinación ajustado indica que para el período analizado el comportamiento de la tasa de cambio nominal sí estuvo explicado en un 16.3%,

resultado mucho menor de lo esperado, sin embargo, es comprensible cuando se sabe que el Banco de la República continuamente interviene y sale a vender dólares con tal de frenar la revaluación. Salieron significativos los cambios porcentuales en los saldos de las reservas brutas, del mes actual y de dos meses rezagados; los coeficientes presentan los signos negativos confirmando que los aumentos en las reservas reducen la tasa de cambio, es decir, el peso se revalúa y el dólar se revalúa. La suma de los dos coeficientes (-0.2833) significa que si las reservas se incrementaron en 1%, la tasa de cambio tendió a reducirse en 0.283% en el lapso de dos meses. La ecuación de la varianza condicional evidencia la presencia de una volatilidad con rezagos de hasta dos meses para los valores absolutos de los residuos estandarizados, además se da la presencia del efecto apalancamiento rezagado un período y con signo positivo: las noticias buenas parecieron aumentar la volatilidad de la tasa de cambio, por ejemplo, una mejoría en las expectativas sobre el comportamiento de la economía puede llevar a una revaluación mayor del peso.

La ecuación de la varianza condicional también puede asociarse con la especulación que se empezó a ejercer con la tasa de cambio en los mercados financieros a partir de 1991 y que se ha acentuado en los últimos años. Recuérdese que esta década se caracterizó por una fuerte inestabilidad política que estimuló la especulación con el dólar (violencia política, conflictos comerciales con Venezuela y Ecuador, volatilidad de los precios del petróleo y del café, etc.).

Tabla 6.6 Dtcn en fución de Dres. 1991.01-2010.12. EGARCH(2,0,1)

Dependent Variable: DTCN
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 2001M06 2010M12
Included observations: 115 after adjustments
Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(8) + C(9)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(10)
*ABS(RESID(-2)/@SQRT(GARCH(-2))) + C(11)*RESID(-1)
/@SQRT(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.004508	0.001892	-2.382025	0.0172
DRES	-0.124135	0.041510	-2.990480	0.0028
DRES(-2)	-0.159220	0.050034	-3.182246	0.0015

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

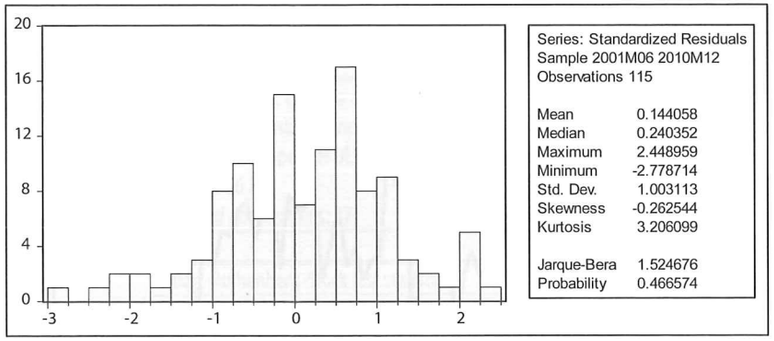
AR(1)	0.213429	0.019791	10.78393	0.0000
AR(6)	-0.228971	0.030218	-7.577232	0.0000
AR(11)	-0.190527	0.017191	-11.08300	0.0000
AR(14)	0.407002	0.027401	14.85358	0.0000
Variance Equation				
C(8)	-6.481699	0.213405	-30.37282	0.0000
C(9)	-0.644091	0.167802	-3.838393	0.0001
C(10)	-0.665353	0.210503	-3.160774	0.0016
C(11)	1.151788	0.135005	8.531457	0.0000

R-squared	0.207192	Mean dependent var	-0.001353
Adjusted R-squared	0.163147	S.D. dependent var	0.035623
S.E. of regression	0.032588	Akaike info criterion	-4.313155
Sum squared resid	0.114692	Schwarz criterion	-4.050596
Log likelihood	259.0064	Hannan-Quinn criter.	-4.206584
Durbin-Watson stat	1.760010		

Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 6.3 Heteroscedasticidad ARCH y Normalidad de los residuos. 2000.01-2010.12

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	4.96E-05	Prob. F(1,112)	0.9944
Obs*R-squared	5.04E-05	Prob. Chi-Square(1)	0.9943



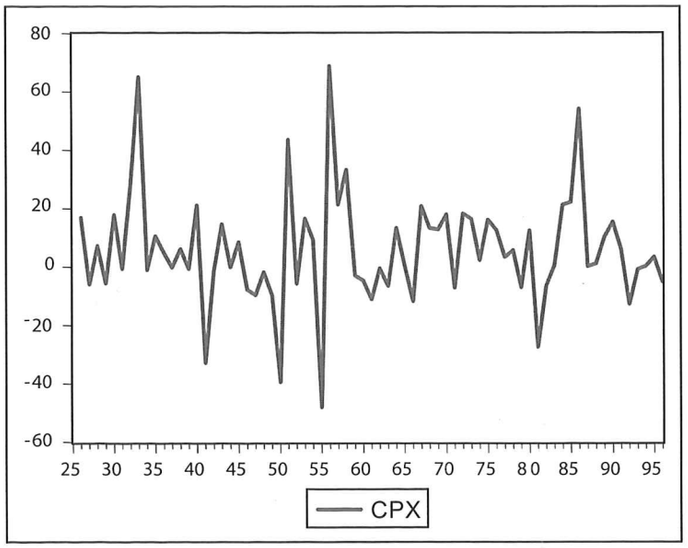
La regresión ya está corregida por autocorrelación serial; el Gráfico 6.3 muestra la prueba de heterocedasticidad ARCH en la que se acepta la hipótesis nula con una probabilidad del 99.44% y los resultados de la prueba de Jarque-Bera aplicada a los residuos que prueban que estos tienen una probabilidad del 46.66% de conformar una distribución normal.

En conclusión, se ha recordado que durante el siglo XX el comportamiento de la tasa de cambio no correspondió a las fuerzas del mercado (al igual que en Latinoamérica), y que las bandas cambiarias empezaron a preparar el camino hacia el libre mercado que se empezó a desarrollar propiamente en la primera década del siglo XXI cuando la tasa de cambio nominal comenzó a ser determinada por el juego de la oferta y la demanda.

6.3. Las exportaciones, 1950-1996. Una primera aproximación

La teoría económica enseña que el crecimiento de las exportaciones depende de variables exógenas, es decir, aquellas que no pueden ser controladas por las autoridades económicas del país, o que son independientes de la realidad económica colombiana como lo es el consumo externo, precios de materias primas, que son definidos en los mercados internacionales. El Gráfico 6.4 dibuja el cambio porcentual de las exportaciones para 1925-1996 en el que se observa la altísima volatilidad de estas dada la frecuente inestabilidad de las variables exógenas; hubo a lo largo del siglo cambios muy bruscos que generaron igualmente inestables épocas de crecimiento y contracción del PIB real.

Gráfico 6.4 Cambio porcentual de las exportaciones. 1925-1996



Fuente: Cálculos del autor.

Se ha dicho con anterioridad que una de las razones que han tenido las autoridades económicas en diferentes momentos (Banco de la República, Ministerio de Hacienda) para presionar la devaluación ha sido el mejorar la competitividad de las exportaciones colombianas, especialmente las llamadas "no tradicionales" como textiles y calzado, ya que las materias primas como el petróleo y el café dependen más de la coyuntura de los países importadores.

Para efectos de la regresión que explicara el comportamiento de las exportaciones totales, esta se corrió para 1950-1996 pues dado que Venezuela y Estados Unidos han sido los principales socios comerciales de Colombia durante este período, se consideró importante el tomar las tasas de crecimiento del PIB real de ambos países como variables explicativas y solamente se encontraron datos venezolanos a partir de 1950. También se incluyó la tendencia y se midieron los efectos de la tasa de cambio nominal y real sobre el comportamiento de las exportaciones, sorprendentemente, la tasa de cambio nominal resultó más significativa que la real después de eliminar multicolinealidad y hacer ensayos con modelos que permiten seleccionar variables como el "stepwise". La serie de las exportaciones deflactadas a precios de 1975, expresada en logaritmos,"lx" no es estacionaria al nivel del 5%, según la ERS, durante 1950-1996, por lo que se trabajó con "dx" o primera diferencia logarítmica de "lx" para transformar la serie a cambios porcentuales compuestos continuos. Ver Tabla 6.7.

Tabla 6.7 Prueba ERS para estacionariedad de Lx. 1950-1996

Null Hypothesis: LX has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=9)
Sample: 26 72
Included observations: 47

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		6.323076
Test critical values:	1% level	4.220000
	5% level	5.720000
	10% level	6.770000

Fuente: Cálculos del autor.

Las otras variables ya son conocidas por ser usadas en capítulos anteriores, series que son estacionarias: dusa que es la primera diferencia de las tasas de crecimiento del PIB real de Estados Unidos; dtcn o primera diferencia logarítmica

de la tasa de cambio nominal; dven o primera diferencia de la tasa de crecimiento del PIB real de Venezuela; esta última no resultó ser significativa frente a las otras variables.

La Tabla 6.8 muestra las pruebas de Granger para dx, dusa y dtcn para dos rezagos, el número óptimo de rezagos escogido según el criterio Akaike. Aparentemente para 1950-1996, los cambios en la tasa de cambio nominal no incidieron en el comportamiento de las exportaciones; 11.25% de probabilidad de aceptar la hipótesis nula. También aclara que hay un 21.29% de probabilidad de que los cambios en la tasa de crecimiento de los Estados Unidos tampoco expliquen el crecimiento de las exportaciones reales totales; finalmente, hay un 82.69% de probabilidades de que el crecimiento en los Estados Unidos no explique el comportamiento de la tasa de cambio nominal, hecho deducible del caso de la Tasa de Cambio Nominal (ten) anrtes estudiado.

Tabla 6.8 Pruebas de Granger para dx, dtcn y dusa. 1950-1996

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 06/17/11 Time: 19:46
Sample: 26 72
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DUSA does not Granger Cause DX	45	1.60858	0.2129
DX does not Granger Cause DUSA		6.69159	0.0031
DTCN does not Granger Cause DX	45	2.30824	0.1125
DX does not Granger Cause DTCN		0.74279	0.4822
DTCN does not Granger Cause DUSA	45	0.12316	0.8845
DUSA does not Granger Cause DTCN		0.19098	0.8269

Fuente: Cálculos del autor.

La prueba de Johansen detallada en la Tabla 6.9 demuestra la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre dx, dusa y dtcn, para 1950-1996: hay tres vectores de cointegración en ambos casos, lo que contradice los resultados de Granger, corroborándose las deficiencias de la prueba de Granger para más de dos variables. Los buenos resultados de la prueba de Johansen animan a intentar correr regresiones con dusa y dtcn como regresoras.

Tabla 6.9 Pruebas de Johansen para dx, dtcn y dusa. 1950-1996

Johansen. Sample: 26 72
Included observations: 45
Series: DX DUSA DTCN
Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	3	3	3	3	3
Max-Eig	3	3	3	3	3

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: Cálculos del autor.

Para 1950-1996, se ensayó con diferentes modelos, pero se terminó con un EGARCH(1,0,0) justificable quizás por la tradicional volatilidad de las variables. Ver Tabla 6.10.

Tabla 6.10 Dx en función de dusa y dtcn ,1950-1996. EGARCH(1,0,0)

Dependent Variable: DX
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample: 30 72
Included observations: 43
Failure to improve Likelihood after 17 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Variance backcast: ON
LOG(GARCH) = C(6) + C(7)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.050916	0.022935	-2.220032	0.0264
DUSA	0.009767	0.005159	1.893246	0.0583
DTCN	0.295007	0.055722	5.294281	0.0000
DTCN(-1)	0.250850	0.061593	4.072696	0.0000
DTCN(-2)	0.144495	0.062108	2.326526	0.0200
Variance Equation				
C(6)	-5.111441	0.264883	-19.29694	0.0000
C(7)	1.195587	0.398515	3.000107	0.0027

R-squared	0.179721	Mean dependent var	0.047665
Adjusted R-squared	0.043007	S.D. dependent var	0.184000
S.E. of regression	0.180000	Akaike info criterion	-0.866938
Sum squared resid	1.166398	Schwarz criterion	-0.580231
Log likelihood	25.63916	F-statistic	1.314580
Durbin-Watson stat	2.534424	Prob(F-statistic)	0.275856

Fuente: Cálculos del autor.

La regresión final fue:

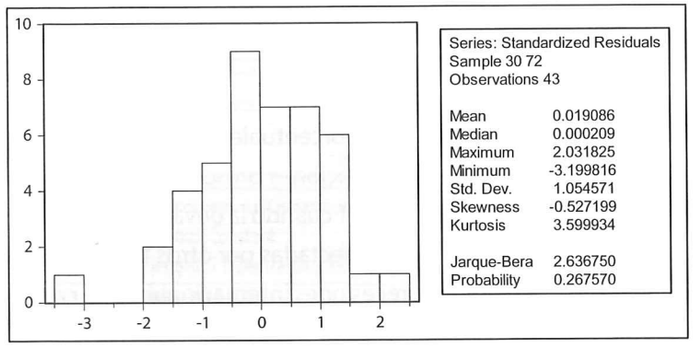
- $DX_t = -0.05 + 0.009*DUSA_t + 0.295*DTCN_t + 0.25*DTCN_{t-1} + 0.144*DTCN_{t-2}$
- $Log(\sigma^2_t) = -5.11 + 1.19*ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1})$

Los resultados muestran que los coeficientes de dtcn son significativos hasta con dos años de rezago, como también es significativo el cambio actual de la tasa de crecimiento de los Estados Unidos (rezagos de dusa, dven y ditcr no fueron significativos); los coeficientes tienen signo positivo, lo cual está acorde con la teoría: un incremento en la devaluación del peso estimula las exportaciones, sin embargo, el R-cuadrado ajustado es apenas del 4,3% lo que significa que el efecto conjunto de dusa y dtcn, aunque estadísticamente significativo, es insuficiente para explicar satisfactoriamente el desempeño de las exportaciones entre 1950-1996. La prueba F nos indica que el modelo puede ser deficiente pues la probabilidad de aceptar la hipótesis nula es del 27.58%, superior al 5%, es decir que en su conjunto los coeficientes de las regresoras son cero, no son significativos. Esto ayuda a entender lo bajo del coeficiente de determinación; pero por el otro lado, con Johansen se ha encontrado relaciones fuertes entre estas variables en el largo plazo. Indudablemente se ha entrado en una contradicción: hay que tener en cuenta que las exportaciones son heterogéneas, no reaccionan igualmente frente a la devaluación o al crecimiento de los Estados Unidos. Se sabe que las exportaciones no tradicionales (manufacturas) son sensibles a la devaluación del peso, mientras que las materias primas (petróleo y café) no lo son. Se concluye que hay necesidad de separar las exportaciones en tradicionales y no tradicionales, con el fin de hacer regresiones por separado.

Observe el lector que a pesar de lo deficiente de la regresión, los demás estadísticos son aceptables pues no hay autocorrelación serial, hay homocedasticidad ARCH en un 93.01% y los residuos son significativamente normales: Jarque-Bera con 26.75% de probabilidad de aceptar la hipótesis de que los residuos tienen distribución normal, como se ve en el Gráfico 6.5. Conclusión, hay que construir un modelo mejor como el que se desarrolla en el caso 6.3.

Gráfico 6.5 Pruebas de heterocedasticidad ARCH y normalidad de los residuos

ARCH Test:			
F-statistic	0.007311	Probability	0.932285
Obs*R-squared	0.007676	Probability	0.930186



Fuente: Cálculos del autor.

6.4. Las exportaciones no tradicionales, 1970-2003

Con base en el caso anterior, si limitamos el estudio a las "exportaciones no tradicionales, sin esmeraldas ni oro" tal como son presentadas por el Banco de la República en su página web, podemos encontrar diferentes respuestas. Las exportaciones no tradicionales listadas en la misma página son: bananos, flores, químicos, textiles y cueros, alimentos, maquinaria y equipos, metálica básica, papel, mineral no metálico, maderas y manufacturas.

Tabla 6.11 Cambio porcentual de las exportaciones no tradicionales (XNT). 1970-2003

AÑO	XNT	CP%	AÑO	XNT	CP%	AÑO	XNT	CP%
1970	241		1982	1453	-13,9	1994	4048	13,5
1971	384	59,6	1983	1227	-15,6	1995	4853	19,9
1972	603	57,0	1984	1321	7,7	1996	4671	-3,8
1973	804	33,4	1985	1372	3,9	1997	5275	12,9
1974	955	18,8	1986	1616	17,7	1998	5444	3,2
1975	973	1,9	1987	1936	19,8	1999	5270	-3,2
1976	956	-1,8	1988	2082	7,5	2000	6313	19,8
1977	1212	26,8	1989	2312	11,1	2001	6746	6,9

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

AÑO	XNT	CP%	AÑO	XNT	CP%	AÑO	XNT	CP%
1978	1294	6,8	1990	2851	23,3	2002	6402	-5,1
1979	1573	21,5	1991	3404	19,4	2003	6341	-0,9
1980	1669	6,1	1992	3371	-1,0			
1981	1688	1,2	1993	3565	5,8			

Fuente: Cálculos del autor.

La Tabla 6.11 muestra los cambios porcentuales de las exportaciones no tradicionales que se caracteriza por las variaciones bruscas en períodos muy cortos, especialmente entre los años 1970 y 1991 cuando la devaluación fue constante lo que da a entender que éstas se vieron afectadas por otros factores diferentes de la tasa de cambio, por ejemplo, las recesiones internacionales y el crecimiento de nuestros principales compradores, Estados Unidos y Venezuela.

Para la regresión se incluyeron variables ya conocidas: dusa, dven, dtcn y ditcr las cuales son estacionarias. Se construyeron dos nuevas variables "lxnt" o logaritmo natural de las exportaciones no tradicionales deflactadas a precios de 1975 y "litcr" o logaritmo natural del índice de la tasa de cambio real. Lxnt se caracteriza por tener intercepto y tendencia significativos, mientras que litcr solo tiene intercepto significativo. La Tabla 6.12 muestra las pruebas de Phillips-Perron y ERS para medir la estacionariedad de lxnt y litcr. Mientras que Phillips-Perron define a lxnt como estacionaria ya que se rechaza la hipótesis nula, la ERS decide que lxnt no es estacionaria. Aceptada la decisión de la ERS, se construye la variable "dxnt" como la primera diferencia de lxnt, sin embargo, dxnt tampoco es estacionaria, aunque es más estacionaria que la original lxnt,

Tabla 6.12 Prueba Phillips-Perron y ERS para Lxnt y Litcr. 1970-2003

Null Hypothesis: LXNT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.016908	0.0179
Test critical values:	1% level	-4.262735	
	5% level	-3.552973	
	10% level	-3.209642	

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Null Hypothesis: LXNT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=8)
Sample: 1970 2003
Included observations: 34

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		26.66102
Test critical values:	1% level	4.220000
	5% level	5.720000
	10% level	6.770000

Null Hypothesis: LITCR has a unit root
Exogenous: Constant
Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=8)
Sample: 1970 2003
Included observations: 34

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		137.5227
Test critical values:	1% level	1.870000
	5% level	2.970000
	10% level	3.910000

También se construyó la "ditcr", primera diferencia logarítmica de la itcr, la cual tampoco es estacionaria pero es mejor que la litcr. Como la variable dtcn que representa la devaluación nominal no fue significativa, mientras que la ditcr que representa la devaluación real sí lo fue, se usó esta para las pruebas de Granger y Johansen. La prueba de Granger, Tabla 6.13, muestra que no hay causalidad tipo Granger entre ditcr y dxnt: el 16.09% fue el mejor valor encontrado (5 rezagos según Schwarz) para que ditcr causara tipo Granger a dxnt. Resultado sorprendente cuando se sabe que la devaluación gota a gota siempre tuvo como objetivo impulsar las exportaciones menores o no tradicionales.

Tabla 6.13 Prueba de Granger para ditcr y dxnt. 1970-2003

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1970 2003
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DXNT does not Granger Cause DITCR	28	0.64265	0.67059
DITCR does not Granger Cause DXNT		1.82792	0.16093

Fuente: Cálculos del autor.

La prueba de Johansen, Tabla 6.14, establece que tampoco hubo relaciones de largo plazo entre ditcr y dxnt; sin embargo, cuando se hizo la misma prueba para las tres, el resultado fue positivo, dando a entender que la devaluación real del peso no fue suficiente para estimular las exportaciones, sino que obviamente se tuvo que dar la interacción de devaluación y el crecimiento económico de Venezuela, lo que sigue manteniendo la presencia de la exogeneidad de las exportaciones. El crecimiento de Venezuela (dven) fue significativo, mientras que el de Estados Unidos (dusa) no lo fue.

Tabla 6.14 Prueba de Johansen para ditcr, dven y ditcr

Johansen. Sample: 1970 2003
Included observations: 28
Series: DITCR DXNT
Lags interval: 1 to 4

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

Included observations: 31
Series: DXNT DVEN DITCR
Lags interval: 1 to 1

Trace	2	1	2	1	1
Max-Eig	2	2	2	1	1

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 6.15 MCO para Dxnt. 1972-2003

Dependent Variable: DXNT
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1972 2003
Included observations: 32 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.054098	0.024841	2.177727	0.0380
DITCR	0.571770	0.162134	3.526529	0.0015
DVEN	0.005407	0.002272	2.379825	0.0244
AR(1)	0.417918	0.143461	2.913102	0.0070
R-squared	0.682639	Mean dependent var		0.087628

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Adjusted R-squared	0.648636	S.D. dependent var	0.126046
S.E. of regression	0.074715	Akaike info criterion	-2.233797
Sum squared resid	0.156306	Schwarz criterion	-2.050580
Log likelihood	39.74075	F-statistic	20.07589
Durbin-Watson stat	2.230092	Prob(F-statistic)	0.000000

Fuente: Cálculos del autor.

- $DXN_t = -0.05 + 0.5717*DITCR_t + 0.0054*DVEN_t + 0.417*U_{t-1}$

La mejor regresión fue un MCO en la que las variables explicativas son ditcr y dven con signo positivo de acuerdo con la teoría. Un aumento del 1% anual en el ITCR produjo un incremento anual del 0.57% en las exportaciones menores mientras que el incremento en la tasas de crecimiento de Venezuela aumentó las exportaciones menores en un 0.005%, cifra casi insignificante pero que se complementa con el coeficiente de la ditcr. Es importante recordar que la variable dusa no fue significativa, lo que podría entenderse como que el mercado venezolano fue definitivo para el desarrollo de las exportaciones menores colombianas durante el período analizado. El R-cuadrado ajustado alcanzó un 64.86% mientras que el restante 35.14% puede ser atribuído a un componente exógeno o mercados que no fueron estables.

Tabla 6.16 Autocorrelación y homocedasticidad de residuos MCO

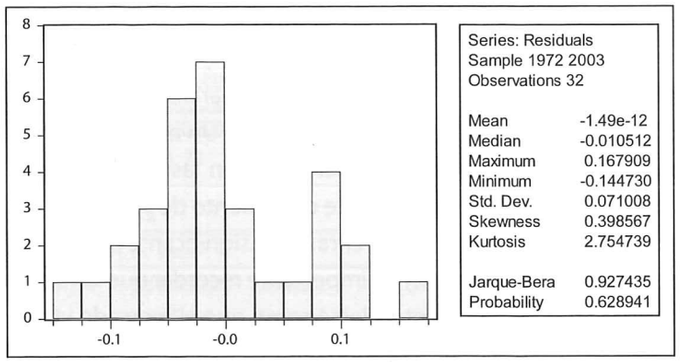
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.919816	Probability	0.411176
Obs*R-squared	2.114547	Probability	0.347402
White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	1.267188	Probability	0.307166
Obs*R-squared	5.057885	Probability	0.281410
ARCH Test:			
F-statistic	0.229891	Probability	0.635201
Obs*R-squared	0.243813	Probability	0.621466

La Tabla 6.16 reune las tablas de la prueba de Breusch-Godfrey (probabilidad de 41.11% de aceptar Ho) indicando que no hay autocorrelación serial; la prueba de White (30.71% de aceptar Ho) confirma la homocedasticidad; la prueba de ARCH (63.52% de aceptar Ho) confirma la homocedasticidad condicional y finalmente, el Gráfico 6.6, muestra que los residuos tienen un 62.89% de probabilidad

de presentar una distribución normal según el Jarque-Bera. En conclusión, se prueba que la devaluación real (no la nominal) junto con el mercado venezolano jugaron un papel importante en el desarrollo de las exportaciones menores para 1972-2003.

Gráfico 6.6 Normalidad de los residuos

Fuente: Cálculos del autor.



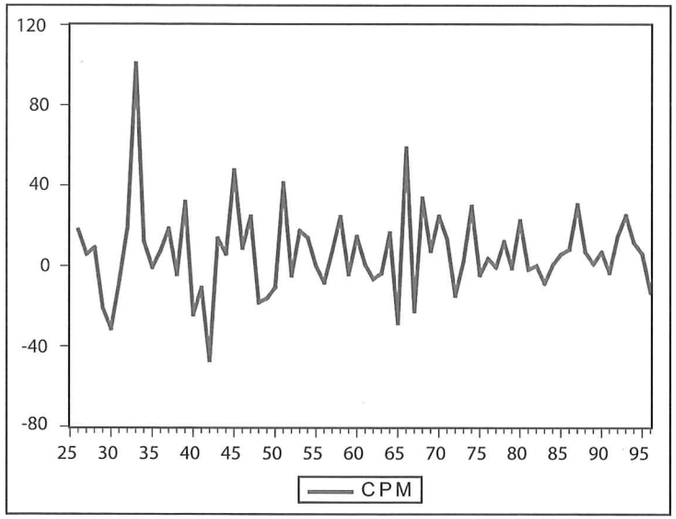
6.5. La función de importaciones, 1925-1996

La teoría enseña que las importaciones de un país dependen del nivel de su ingreso real, es decir, del PIB real (o dyr), sin embargo, se estudiaron la dtcn y ditcr y solo la última resultó significativa. La significancia de la tasa de cambio real da a entender que a la hora de importar se tiene en cuenta, además de la expectativa devaluacionista o revaluacionista, el diferencial inflacionario entre Colombia y los otros países con los que se comercia.

El Gráfico 6.7 describe el cambio porcentual anual de las importaciones. Nótese su volatilidad a pesar del fuerte modelo proteccionista que imperó desde los años cuarenta hasta 1991 cuando se realizó la apertura económica. De hecho, las importaciones de muchos productos fueron autorizadas dependiendo de la coyuntura, por ejemplo, un exceso de divisas o amenaza inflacionaria llevó a las autoridades a aceptar importaciones que habían sido prohibidas; lo contrario ocurrió cuando hubo contracción en las divisas y como la abundancia o escasez de divisas dependió de las exportaciones (recordar caso 6.1.) inestables per se, las importaciones fueron por lo tanto volátiles. Teóricamente las importaciones debieron aumentar si el PIB real creció y reducirse si el PIB real se contrajo.

Se han corrido regresiones para el período 1925-1967, en el cual la tasa de cambio fue fija y con devaluaciones esporádicas, como también para 1968-1996 en los cuales ya hubo devaluación diaria gota a gota y libre flotación dentro de las bandas. Se construyó la serie "lm" o logaritmo natural de las importaciones reales (m) deflactadas a precios de 1972, serie no estacionaria al nivel del 5% como lo muestra la Tabla 6.17 por lo que se trabajará con "dm", la primera diferencia de lm.

Gráfico 6.7 Cambio porcentual de las importaciones. 1925-1996



Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 6.17 Prueba estacionariedad ERS para Lm. 1925-1996

Null Hypothesis: LM has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)		
Sample (adjusted): 1 72		
Included observations: 72 after adjustments		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		5.941464
Test critical values:	1% level	4.237600
	5% level	5.684800
	10% level	6.778800

Fuente: Cálculos del autor.

Como las variables explicativas, dyr y ditcr, han sido usadas en los capítulos anteriores en los cuales se ha descrito sus características y la necesidad de diferenciarlas, se obviarán las pruebas de estacionariedad y se pasará a la prueba de Johansen para establecer si hay equilibrio de largo plazo entre las variables. La Tabla 6.18, en efecto, demuestra que sí hay relaciones de largo plazo entre las tres variables y que por lo tanto puede construirse una regresión con ellas.

Tabla 6.18 Prueba de Johansen para Dm, ditcr y dyr. 1925-1996

Johansen. Sample: 1925 1996
Included observations: 68
Series: DM DITCR
Lags interval: 1 to 2

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

Sample: 1925 1996
Included observations: 68
Series: DM DYR
Lags interval: 1 to 2

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

Fuente: Cálculos del autor.

Dadas las diferencias en los regímenes cambiarios, se corrió una regresión para el período 1925-1967 en el que las tasas de cambio fueron fijas. La regresión óptima se describe en la Tabla 6.19. Las importaciones se ajustaron a un modelo MCO.

Tabla 6.19 MCO para dm. 1925-1967

Dependent Variable: DM
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 7 43
Included observations: 37 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009469	0.021687	-0.436603	0.6652
DYR	0.936987	0.189455	4.945686	0.0000
AR(3)	-0.375917	0.113916	-3.299965	0.0023
AR(5)	-0.325974	0.133068	-2.449685	0.0198

R-squared	0.502563	Mean dependent var	0.042018
Adjusted R-squared	0.457342	S.D. dependent var	0.238593
S.E. of regression	0.175760	Akaike info criterion	-0.537588
Sum squared resid	1.019423	Schwarz criterion	-0.363435
Log likelihood	13.94538	Hannan-Quinn criter.	-0.476191
F-statistic	11.11336	Durbin-Watson stat	2.600368
Prob(F-statistic)	0.000034		

Fuente: Cálculos del autor.

La ecuación de la regresión es:

- $DM_t = -0.0094 + 0.937*DYR_t - 0.3514*U_{t-3} - 0.339*U_{t-5}$

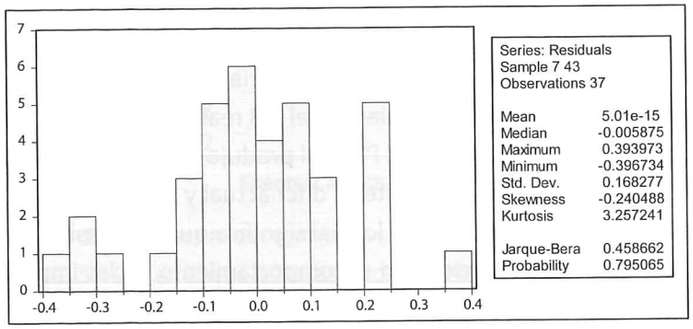
Las importaciones, tal como lo dice la teoría, dependieron directamente del incremento en la tasa de crecimiento del PIB real colombiano: un aumento del 1% en la tasa de crecimiento del PIB real produjo un aumento en las importaciones del 0.94% aproximadamente. El ditcr actual y rezagado no fue significativo. El R-cuadrado es del 50.25% lo cual significa que los cambios en la tasa de crecimiento del PIB real explican el comportamiento de las importaciones en un 50.25%; el DW (2.60) y la prueba de Breusch-Godfrey (7.42% de probabilidad de no autocorrelación) corroboran que hay autocorrelación serial baja en los residuos que no pudo ser mejorada, aunque es superior al 5% que es el punto de quiebre; la prueba de White con 79.24% de probabilidad de aceptar la hipótesis nula comprueba que no hay heterocedasticidad; también hay un 13.79% de homocedasticidad tipo ARCH y finalmente, los residuos tienen una probabilidad del 79.51% de tener una distribución normal de acuerdo con el Jarque-Bera, como se observa en el Gráfico 6.8. Dado que los resultados de la regresión son aceptables, vale la pena enfatizar que estos reflejan lo acontecido

históricamente. Durante el período tratado, se dio el modelo de sustitución de importaciones en el que estas eran autorizadas según los planes de desarrollo trazados por el gobierno, importaciones abaratadas por un peso artificialmente revaluado; no se importaba para satisfacer a los consumidores.

Tabla 6.20 Autocorrelación y homocedasticidad de residuos MCO dm. 1925-1967.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	2.832648	Prob. F(2,31)	0.0742
Obs*R-squared	5.717013	Prob. Chi-Square(2)	0.0574
Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.591572	Prob. F(9,27)	0.7924
Obs*R-squared	6.094315	Prob. Chi-Square(9)	0.7304
Scaled explained SS	5.471384	Prob. Chi-Square(9)	0.7914
Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	2.308195	Prob. F(1,34)	0.1379
Obs*R-squared	2.288602	Prob. Chi-Square(1)	0.1303

Gráfico 6.8 Normalidad de los residuos MCO dm. 1925-1967.



Fuente: Cálculos del autor.

Para el segundo periodo, 1968-1996, la regresión resultó una EGARCH(1,0,0) detallada en la Tabla 6.21. En esta se hace evidente una mayor dependencia de las importaciones con respecto al crecimiento del PIB real y del índice de la tasa de cambio real. Para estos años de mayor internacionalización de la economía, con más tramos de devaluación que revaluación del peso, donde fue más fácil importar, especialmente desde 1991, las importaciones crecieron de acuerdo con el PIB real,

sintiéndose el efecto de estos hasta con cuatro años de rezago; los coeficientes suman 3.1 aproximadamente, a su vez, la devaluación frenaba las importaciones, sintiéndose su efecto hasta con dos años de rezago; sus coeficientes sumaron -0.37, dando a entender que fue mayor el efecto del crecimiento del PIB real que el de la devaluación.

Tabla 6.21 Dm en function de dyr. 1968-1996. EGARCH(1,0,0)

Dependent Variable: DM
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
LOG(GARCH) = C(9) + C(10)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.057211	0.006914	-8.275193	0.0000
DYR	0.975233	0.069593	14.01336	0.0000
DYR(-1)	0.642864	0.080605	7.975499	0.0000
DYR(-4)	1.500064	0.127811	11.73657	0.0000
DITCR(-1)	-0.171959	0.007395	-23.25297	0.0000
DITCR(-2)	-0.207454	0.011969	-17.33267	0.0000
AR(3)	-0.502719	0.025661	-19.59048	0.0000
AR(4)	-0.480571	0.032077	-14.98165	0.0000
Variance Equation				
C(9)	-3.566499	0.429197	-8.309708	0.0000
C(10)	-2.463255	0.506743	-4.860951	0.0000
R-squared	0.680696	Mean dependent var		0.066192
Adjusted R-squared	0.529447	S.D. dependent var		0.116638
S.E. of regression	0.080010	Akaike info criterion		-2.325851
Sum squared resid	0.121631	Schwarz criterion		-1.854369
Log likelihood	43.72483	F-statistic		4.500494
Durbin-Watson stat	2.093786	Prob(F-statistic)		0.002812

Fuente: Cálculos del autor

La ecuación final es:

- $DM_t = -0.057 + 0.975*DYR_t + 0.642*DYR_{t-1} + 1.5*DYR_{t-4} - 0.17*DITCR_{t-1} - 0.2*DITCR_{t-2} - 0.50*U_{t-3} - 0.48*U_{t-4}$
- $Log(\sigma^2_t) = -3.56 - 2.46*ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1})$

La segunda ecuación, correspondiente a la varianza condicional de los residuos, no incluyó el efecto apalancamiento lo cual confirma que las importaciones no se comportaron volátilmente obedeciendo a los ruidos informativos pues durante la mayor parte de este período, específicamente 1967-1991, las importa-

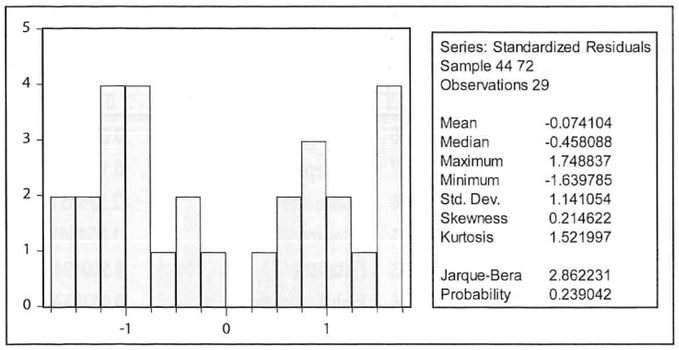
ciones eran restringidas y no obedecían a las demandas de los consumidores ni a las fluctuaciones del mercado.

La Tabla 6.22 resume las tablas de las pruebas de los residuos: la Breusch-Godfrey con un 61.13% de probabilidad de no autocorrelación y la prueba de heterocedasticidad ARCH con un 76.74% de probabilidad de aceptación de homocedasticidad. El Gráfico 6.9 muestra que los residuos tienen 23.90% de probabilidad de ser normales, de acuerdo con el Jarque-Bera.

Tabla 6.22 Autocorrelación y heterocedasticidad de residuos MCO, dm 1968-96

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.503848	Probability	0.611321
Obs*R-squared	1.327863	Probability	0.514823
ARCH Test:Correlation			
F-statistic	0.089279	Probability	0.767471
Obs*R-squared	1.095818	Probability	0.756907

Gráfico 6.9 Normalidad de los residuos



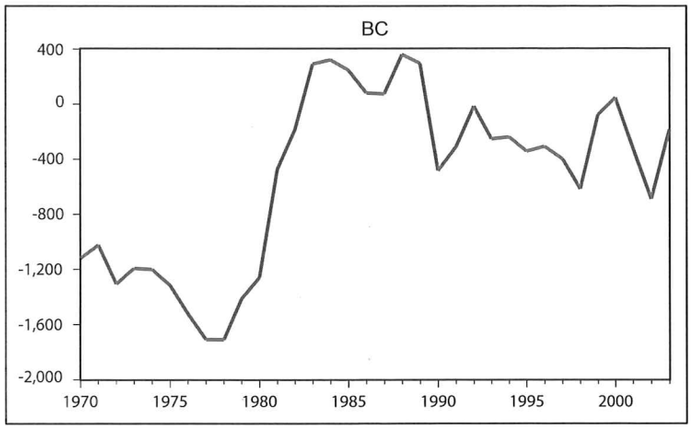
Fuente: Cálculos del autor.

En conclusión, se ha demostrado que la función de importaciones sí se ajustó a la teoría. Cuando se dio la tasa de cambio fija, las importaciones dependieron positivamente del crecimiento de la economía colombiana que estaba sustentada en una revaluación artificial del peso. Cuando empezó la devaluación real del peso, las importaciones se ajustaron al ciclo de la economía pero siempre frenadas por la devaluación.

6.6. La curva J, 1996-2008

La curva J es una gráfica que hace referencia al planteamiento teórico[1] de que la puesta en práctica de la devaluación real logra que la balanza comercial pase de un déficit a un superávit después de varios meses. Esto implica que la devaluación del peso tenga un efecto en la balanza comercial, o sea que debe haber una relación directa entre ambas que se pueda expresar en una regresión. Planteando lo opuesto a la curva J, se podría argüir que la revaluación constante, como la que ha vivido el peso colombiano frente al dólar, podría causar un déficit en la balanza comercial como el que realmente se ha dado entre los años 1996 y 2008, y que aparece descrito en el Gráfico 6.10 construido con los saldos trimestrales correspondientes a esos años.[2, 3]

Gráfico 6.10 Saldos trimestrales de la Balanza Comercial. 1970.01-2008.02



Fuente: Cálculos del autor.

Para la construcción de la regresión se tomaron los datos trimestrales, que van desde enero de 1996 hasta junio de 2008, de los saldos de la balanza comercial y de la tasa de cambio real. Dado que la serie "saldos de la balanza comercial" presenta

1 Carbaugh, Robert (1989). International Economics, Wadsworth Publishing Co. pp. 287-288.

2 Un buen estudio de la Curva-J lo hacen Andrés Ramírez Hassan y Hernando Rendón Obando. Condición Marshall-Lerner y Efecto Curva-J, Una aproximación al caso colombiano.Universidad EAFIT, Medellín, Colombia, Escr 4-122003. Diciembre 2003.

3 Gujarati, Ibídem. Pp. 637.

valores negativos, no se puede hacer una transformación logarítmica por lo que se creó la serie "cambio porcentual de los saldos de la balanza comercial" o "cpbc" como también la "diferencia de la balanza comercial" o "dbc", ambas estacionarias, pero la serie dbc mostró mejor cointegración con "ditcr" o primera diferencia logarítmica del índice de la tasa de cambio real, ITCR (ditcr es estacionaria), ya usada anteriormente. Ver archivos Eviews. La Tabla 6.23 muestra que la serie dbc es estacionaria al 10% de acuerdo con la prueba ERS y que la litcr no lo es, por lo que se trabajó con ditcr ajustada a este período.

Tabla 6.23 Prueba estacionariedad ERS para DBC y LITCR

Null Hypothesis: DBC has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=8)		
Sample (adjusted): 1971 2003		
Included observations: 33 after adjustments		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		6.019831
Test critical values:	1% level	4.220000
	5% level	5.720000
	10% level	6.770000
Null Hypothesis: LITCR has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=8)		
Sample: 1970 2003		
Included observations: 34		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		19.67179
Test critical values:	1% level	4.220000
	5% level	5.720000
	10% level	6.770000

Fuente: Cálculos del autor.

Note que el Gráfico 6.11, que muestra el comportamiento del ITCR para 1970-2008 permite ver que entre 1996 y 2008 hubo devaluación real del peso pues el índice estuvo por encima del número 100, aunque a partir de 1998 hubo una tendencia a la revaluación. El Gráfico 6.12 muestra las variables cpbc y ditcr dando a entender que aparentemente no hay relación alguna entre ellas, al menos en el corto plazo, pues la teoría asume una relación en el largo plazo. El gráfico permite ver que mientras los cambios porcentuales del índice, ditcr, han sido cercanos a

cero, los de la balanza comercial, cpbc, han alcanzado valores cercanos al 1400% y a menos 700%. Sin embargo, una débil relación entre las variables, dbc y ditcr, parece corroborarse con los resultados de la prueba de Granger presentados en la Tabla 6.24 en el que se muestra el valor más cercano que se obtuvo, 13.57%, para lograr que ditcr tuviera una causalidad tipo Granger hacia dbc, considerando cuatro rezagos, es decir, ditcr afectaría a la dbc después de cuatro trimestres. Este valor, aunque por encima del 5%, puede ser favorable si se relajan los niveles de exigencia. La prueba de Johansen, identifica dos vectores de cointegración en el largo plazo en todas las modalidades de la prueba, lo cual elimina las dudas planteadas por Granger.

Gráfico 6.11 Comportamiento del ITCR 1970-2008

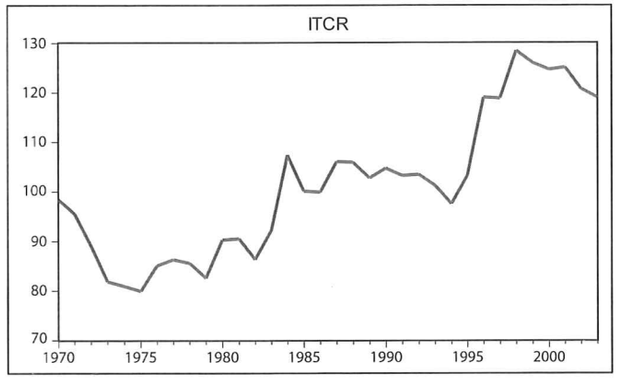
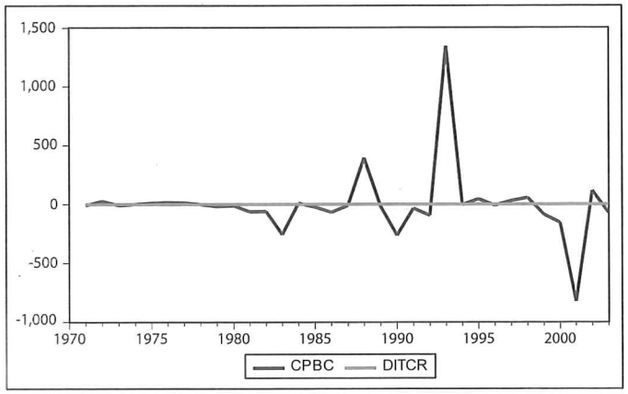


Gráfico 6.12 Cpbc y Ditcr durante 1996.01 y 2008.02



Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 6.24 Prueba de Granger y Johansen para dbc y ditcr

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1 52			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DITCR does not Granger Cause DBC	45	1.87717	0.1357
DBC does not Granger Cause DITCR		0.69543	0.6001

Johansen. Included observations: 47					
Series: CPBC DITCR					
Lags interval: 1 to 1					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

Fuente: Cálculos del autor.

En lo que respecta a las regresiones, el mejor modelo fue un MCO presentado en la Tabla 6.25 con la siguiente ecuación:

- $DBC_t = 7.227 + 1581.95 * DITCR_{t-4}$

El R cuadrado del 6.67% demuestra que definitivamente el efecto explicativo de la devaluación real del peso sobre la balanza comercial fue bajo pero significativo después de cuatro trimestres (1 año); la devaluación real posterior a los cuatro trimestres hasta cinco años no fue significativa, de acuerdo con las exigencias técnicas de la construcción de las regresiones pues se presentó mucha multicolinealidad.

El coeficiente del $DITCR_{t-4}$ es de 1.581,96 significando que para el período analizado, por cada incremento del 1% del índice de la tasa de cambio real, la balanza comercial se incrementó en 1.581,96 millones de dólares. La prueba F indica que se acepta el modelo con un 91.35%, (100 – 8.65), el DW (2.24) muestra que no hay autocorrelación serial.

En la Tabla 6.26 se presenta las pruebas de los residuos: la prueba de Breusch-Godfrey indica que se acepta la hipótesis nula de no autocorrelación en un 69.42%; la prueba de White (36.8%) indica que no hay heteroscedasticidad y la prueba de heteroscedasticidad ARCH indica que la varianza condicional de los residuos es

homocedástica pues se acepta la hipótesis nula con una probabilidad del 79.76%. Finalmente, el Gráfico 6.13 muestra la prueba de Jarque-Bera afirmando que hay una probabilidad del 10.41% de que los residuos conformen una distribución normal.

Tabla 6.25 MCO para DBC en función de Ditcr. 1996-2008

Dependent Variable: DBC				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 6 50				
Included observations: 45 after adjustments				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.227482	53.17603	0.135916	0.8925
DITCR(-4)	1581.956	628.1073	2.518608	0.0156
R-squared	0.066792	Mean dependent var		0.419352
Adjusted R-squared	0.045089	S.D. dependent var		363.9516
S.E. of regression	355.6519	Akaike info criterion		14.62921
Sum squared resid	5438995.	Schwarz criterion		14.70950
Log likelihood	-327.1572	Hannan-Quinn criter.		14.65914
F-statistic	3.077601	Durbin-Watson stat		2.240045
Prob(F-statistic)	0.086502			

Fuente: Cálculos del autor.

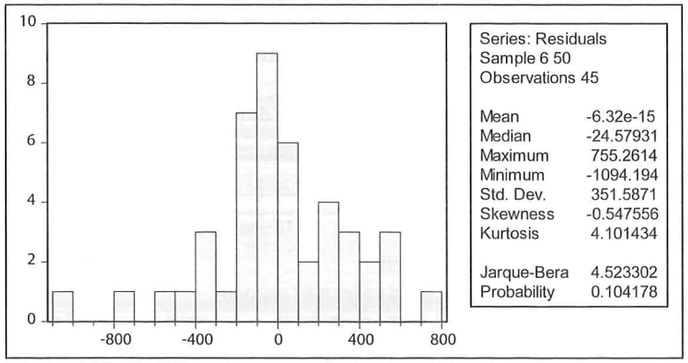
En conclusión, la Curva-J se dio en Colombia durante 1996-2008 en forma moderada pues en este período hubo tendencia a la revaluación del peso que frenó el efecto que en el corto plazo puede ejercer la devaluación sobre los saldos de la balanza comercial.

Tabla 6.26 Autocorrelación y homocedasticidad residuos MCO 1996-2008

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.368203	Probability	0.694242
Obs*R-squared	0.793989	Probability	0.672338
ARCH Test:			
F-statistic	0.066632	Probability	0.797567
Obs*R-squared	0.069694	Probability	0.791783
White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	1.023850	Probability	0.367999
Obs*R-squared	2.091971	Probability	0.351345

Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 6.13 Normalidad de los residuos



Fuente: Cálculos del autor.

Bibliografía

Barrios, Adriana y otros (1993). Empleo y capital en Colombia: nuevas estimaciones (1950-1992). Archivos de Macroeconomía No. 15, Departamento Nacional de Planeación.

Calderón, Alberti (1995). La tasa de cambio real en Colombia: mitos y realidades, Coyuntura Económica, XXV, 2, junio, pág. 101-111.

Campos, C. (1997). "Índice de la tasa de cambio real del peso colombiano, revisión de ponderaciones y cambio de base" Revista Banco de la Republica, Junio.

Carbaugh, Robert (1989). International Economics, Wadsworth Publishing Co. pp. 287-288.

Cárdenas S. (1997). Mauricio, Julio César Alonso, Raquel Bernal y Sergio Prada. Tasa de Cambio en Colombia. Bogotá, Colombia: Fedesarrollo y Tercer Mundo Editores.

Echavarría, Juan José y Alejandro Gaviria (1992). Los determinantes de la tasa de cambio y la coyuntura actual en Colombia, Coyuntura Económica, XXII, 4, pág. 101-111. Diciembre.

Edwards, Sebastián (1989). Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment, The MIT Press.

Herrera, Santiago (1989). Determinantes de la trayectoria del tipo de cambio real. Ensayos sobre Política Económica, No. 15, Junio, pág. 5-23.

Herrera Santiago (1991) ¿Qué tan grande es el desequilibrio cambiario en Colombia? Ensayos sobre Política Económica, No. 20, diciembre, pág. 145-174.

Krugman, Paul R. y Maurice Obstfeld. (1994). Internacional Economics. Theory and Practice. Tercera edición: Harper Collins, New York.

Langebaek, Andrés (1993). La tasa de cambio real de equilibrio. Archivos de Macroeconomía No. 9, Departamento Nacional de Planeación.

Meisel, Adolfo (1994). Cómo determinar si el peso está sobrevaluado o subvaluado Borradores Semanales de Economía, No. 6, Banco de la República.

Mesa, Fernando (1994). Exportaciones y crecimiento económico en Colombia Planeación y Desarrollo, Vol. XXV, No. 1, enero-abril, pág. 95-107.

Mesa, Fernando y Dairo Estrada (1994). Tasa de Cambio Real y Ajsute del Sector Externo en Colombia. Jefe y técnico de la División de Análisis de Economía Internacional del Departamento Nacional de Planeación, DNP. Bogotá.

Ramírez Hassan, Andrés y Hernando Rendón Obando (2003). Condición Marshall-Lerner y Efecto Curva-J, Una aproximación al caso colombiano.Universidad EAFIT, Medellín, Colombia, Escr 4-122003. Diciembre.

Urrutia, Miguel (2000). Una Visión Alternativa: La Política Monetaria y Cambiaria en la Última Década. Revista del Banco de la Republica, Mayo.

Wiesner, Eduardo (1978). Devaluación y Mecanismos de Ajuste en Colombia. Revista Banca y Finanzas.

Capítulo 7

El sector externo, Parte II

7.1 La paridad de la tasa de interés en Colombia, 1981-2006

La paridad de la tasa de interés es una identidad teórica que establece una relación entre las tasas de interés de depósitos de dos países y sus respectivas divisas. Se asume la existencia de libertad en el flujo de capitales. Su planteamiento básico en términos de pesos colombianos y dólares de Estados Unidos es:

$$F_{t+j} / S_t = (1 + icol_t) / (1 + ieu_t)$$

donde:

S_t = tasa spot expresada en pesos/ dólar.

F_{t+j} = tasa spot futura expresada en pesos/ dólar, para el final del período $t + j$

$Icol_t$ = tasa de interés colombiana determinada hoy con vigencia para el período $t + j$.

Ieu_t = tasa de interés de Estados Unidos determinada hoy con vigencia para el período $t + j$.

La paridad implica que ambos lados de la identidad deben ser iguales, de lo contrario se da la oportunidad a los agentes del mercado de hacer arbitraje, es decir, aprovechar la diferencia entre las tasas de interés de ambos países y la diferencia entre la tasa spot y la spot futura, ejecutando compras y ventas de divisas, créditos e inversiones en las diferentes divisas, con el fin de obtener utilidades. Esta actividad de lucro dura hasta que se restaure la igualdad en la identidad y el equilibrio en el

mercado para reducir a cero la oportunidad de obtener ganancias. Similarmente, la paridad indica que el comportamiento de la tasa de cambio, específicamente la tasa spot futura F, depende de la diferencia entre las tasas de los dos países, por ejemplo, si el interés colombiano aumenta con respecto al de Estados Unidos, es de esperar que la tasa de cambio Spot futura sea mayor, o sea la devaluación del peso.

Para aplicar la fórmula de la paridad, las variables son: tasa de cambio nominal a fin de mes para el peso/dólar de Estados Unidos, la tasa DTF-90 días expresada en términos efectivos anuales; la tasa Libor-3 meses equivalente en dólares de Estados Unidos. Todas las series son publicadas por el Banco de la República en su página web. Se ha hecho el análisis para tres períodos, para las tasas de interés nominales y reales:

A. Enero 1981- diciembre 1991. Se encuentra información de la DTF a partir de mediados de 1980. Se pretende analizar el período de la devaluación gota a gota anterior a la apertura económica de 1991.

B. Enero 1992- diciembre 2000. Este incluye los años en que funcionó la banda cambiaria, 1994-1999 en los cuales no hubo una libre flotación del mercado sino que ésta se dio dentro de los límites de la banda (implicando una mínima devaluación programada) con la continua intervención del Banco de la República en el mercado.

C. Enero 2000 - diciembre 2006. Aparentemente durante este período la flotación de la tasa de cambio ha sido más libre, aunque con un evidente sesgo pro-devaluacionista, como lo confirmó la actitud del Banco de la República frente a la revaluación de comienzos del 2007, es decir, se trató de forzar una devaluación a través de la intervención del Banco en el mercado cambiario, a pesar de que la tendencia de este era la revaluación.

Paridad con tasas de interés nominales

Después de hacer análisis previos se concluyó que la mejor forma de medir el comportamiento de la tasa de cambio nominal es por medio de cambios porcentuales mensuales anualizados, ya que estas mostraron una mayor correlación con el diferencial de las tasas de interés anuales a fin de mes de ambos países. Los cambios porcentuales de la tasa de cambio son en la práctica más usados que las diferencias logarítmicas y se llega a casi idénticos resultados; los primeros son

equivalentes a rentabilidades compuestas discretas, mientras que los segundos equivalen a rentabilidades compuestas continuas. Ninguna de las dos formas son estacionarias, como se verá más adelante.

Se define:

- $CPTCA_t$ = Cambio porcentual de la tasa de cambio anual para cada mes $((TC_t / TC_{t-12}) -1)*100$. Ya que la tasa de cambio se expresa en pesos/dólar, un cambio porcentual positivo mostrará la revaluación anual del dólar (o devaluación del peso) y el cambio negativo mostrará la devaluación anual del dólar (o revaluación del peso) para cada mes.
- $ICOL_t$ = la tasa DTF-90 días, fin de mes, expresada en términos efectivos anuales.
- IEU_t = la tasa Libor-3 meses, fin de mes, expresada en dólares de Estados Unidos.
- $DI_t = ICOL_t - IEU_t$

La econometría sugiere que para analizar el comportamiento de las variables en los tres períodos, se debería recurrir a regresiones con dos variables **dicotómicas** (tres períodos menos uno) y a la prueba de Chow, sin embargo, los ensayos con estos modelos no fueron satisfactorios y no permitieron detallar las peculiaridades de cada uno, razón por la cual se prefirió trabajar separadamente cada período.

Generalidades

La Tabla 7.1 presenta la bajísima correlación entre las dos variables para los tres períodos. Note que en un caso la correlación es negativa. Aparentemente, la paridad de la tasa de interés no se dio en Colombia.

Tabla 7.1 Correlación entre CPTCA y DI

Período	Correlación
1981-1991	0.2079
1992-2000	-0.2666
2000-2006	0.3014

Fuente: Cálculos del autor

La Tabla 7.2 resume los resultados de las pruebas de Phillips-Perron y ERS (para ahorrar espacio; detalles en archivos Eviews en CD) para los tres períodos:

las series CPTCA y DI son integradas de orden uno, es decir, no son estacionarias, exceptuando el caso de CPTA para el segundo período; note también el caso de "di" para el tercer perídodo. Aquí se puede observar las discrepancias que pueden darse entre las dos pruebas de estacionariedad. La Tabla 7.3 indica que para los tres períodos no hubo ni un solo vector de cointegración entre las dos variables, para cada uno de los cinco modelos del tipo Johansen. La prueba de Granger concluyó que para todos los períodos se aceptó la hipótesis nula de que "di no causa Granger cpta".

Tabla 7.2 Pruebas de Phillips-Perron y ERS para CPTCA y DI

Período	Variable	Significante	PP(5%) valor-p	Orden Integración	ERS (5%) P-estad	Orden Integración
1981-1991	CPTCA	Interc	0.2376	I(1)	5.39	I(1)
	DI	Interc	0.2186	I(1)	27.49	I(1)
1992-2000	CPTCA	Interc	0.1862	I(1)	5.10	I(0)
	DI	Interc, tend	0.6738	I(1)	11.89	I(1)
2000-2006	CPTCA	Ninguno	0.0853	I(1)	9.51	I(1)
	DI	Ninguno	0.2548	I(1)	88.54	I(>2)

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 7.3 Prueba de Johansen y Granger para CPTCA y DI

Período	Johansen (No. vectores en cinco modelos)	Granger No. rezagos	Granger Prob.(Ho)
1981-1991	Cero	5	0.8510
1992-2000	Cero	5	0.8560
2000-2006	Cero	3	0.1215

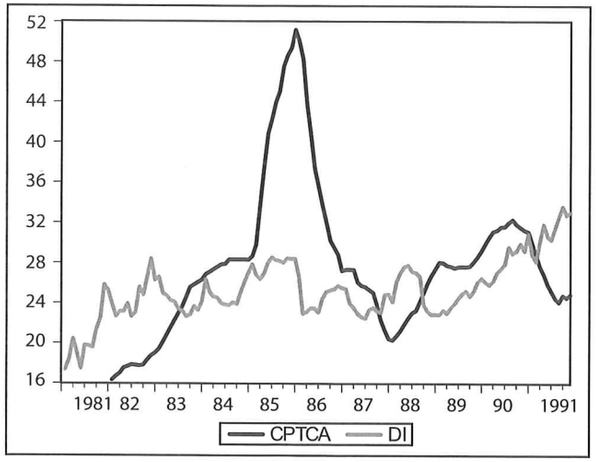
A. Enero 1981-Diciembre 1991

El Gráfico 7.1 describe la poca relación existente entre las variables, especialmente entre los años 1985 y 1988. Es evidente la alta volatilidad del CPTCA, lo que aumenta la probabilidad sobre la escogencia de un modelo de tipo arch.

Para este período, Granger determina que DIt no ayuda a explicar el comportamiento de CPTCAt en el lapso de 1 hasta 36 rezagos. Para apoyar lo anterior, se corrió una regresión en la que el CPTCA es función de DI rezagada hasta 36 meses. Se ensayaron modelos MCO, familia ARCH, MCO-2 etapas, sin embago, en ningún caso la variable DI, actual o rezagada, fue significativa. En los archivos se encuentran

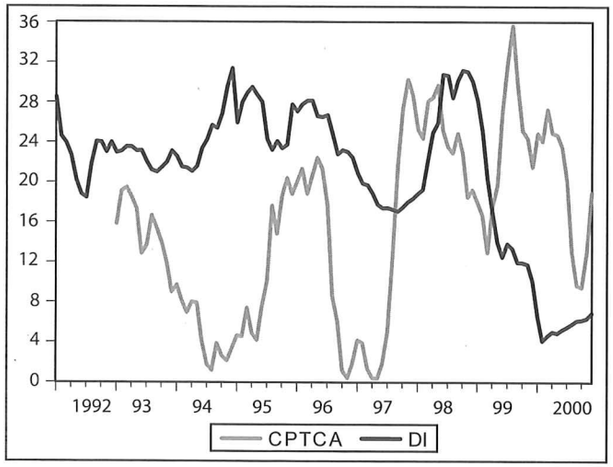
algunas regresiones ensayadas con sus respectivas pruebas para los residuos. Se puede concluir que la paridad no se dio: aunque la tasa de cambio nominal era devaluada gradualmente (gota a gota) por el gobierno, el ritmo de devaluación no estuvo de acuerdo con el comportamiento de las tasas de interés.

Gráfico 7.1 Comportamiento del CPTCA y DI. 1981-1991



Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 7.2 Comportamiento del CPTCA y DI. 1992-2000



Fuente: Cálculos del autor.

B. Enero 1992-Diciembre 2000

El Gráfico 7.2 evidencia la falta de correlación entre el comportamiento de la tasa de cambio nominal y la diferencia de las tasas de interés colombiana y estadounidense; vemos que ambas se mueven hasta en sentido contrario; recuerde que la correlación fue negativa (-0.266). El gráfico permite dudar de la existencia de alguna relación.

Para este período, Granger nos deja ver que DIt no ayudó a explicar el comportamiento de CPTCAt en el lapso de 1 hasta 36 rezagos. También se corrieron regresiones de diversas formas en las que el CPTCA es función de DI rezagada hasta 36 meses. Se concluyó además que la paridad no se dio: aunque la tasa de cambio nominal era devaluada gradualmente por las autoridades monetarias, esta devaluación no estuvo acorde con el comportamiento del diferencial de las tasas de interés colombiana y estadounidense. Ver en los archivos Eviews de este caso, regresiones corridas.

C. Enero 2000-Diciembre 2006

Este período se ha caracterizado por niveles sin precedentes de inversión extranjera hecha en Colombia y el creciente monto de las remesas enviadas por los colombianos residentes en el exterior lo cual produce una revaluación del peso en los últimos cuatro años y rompe la relación entre tasa de cambio e intereses que se da en una economía abierta y de mercado. Note en el Gráfico 7.3 la fuerte caída de cpta (o revaluación del peso) durante 2000-2006; es probable que el fenómeno descrito continúe en el corto y mediano plazo. Para este período la correlación de las dos variables, cptca y di, es de 0.3014, la más alta de los tres períodos, hecho que deja entrever que se da un progreso lento en la relación, progreso difícil de apreciar en el Gráfico 7.3 pero que en las regresiones se delata. Obsérvese el Tabla 7.4 en que se muestra la prueba de Granger para 13 rezagos en la que se acepta que la variable di sí muestra una causalidad tipo Granger hacia el CPTCA, con una probabilidad del 8.75%; aunque baja ya es un indicio sobre cómo se empieza a establecer la paridad. Este resultado se repite desde los rezagos 13 hasta el 20, dando luces sobre el número de rezagos a tener en cuenta para correr la regresión.

Tabla 7.4 Granger para CPTCA y DI con 13 meses de rezago

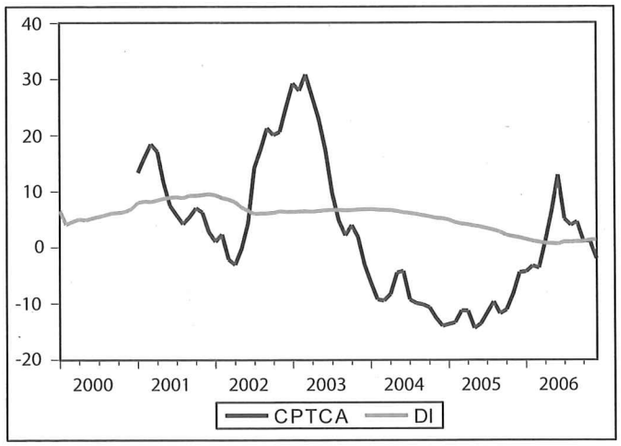
Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 2000M01 2006M12
Lags: 13

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DI does not Granger Cause CPTCA	59	2.67622	0.01164
CPTCA does not Granger Cause DI		1.79725	0.08754

Fuente: Cálculos del autor

Con una variable explicativa, di, que es rezagada de uno hasta 36 meses, la mejor regresión resultó ser un EGARCH (1,0,0), Tabla 7.5, que muestra un coeficiente significativo para el rezago correspondiente al mes doce: la tasa de cambio nominal se incrementa a un ritmo de un 4.76% anual ante un incremento del diferencial de las tasas de interés realizadas 12 meses atrás. Esto indica que en el mercado se efectuó un ajuste de la tasa de devaluación anual del peso para cada mes, con relación al diferencial de tasas de interés de los dos países. La lentitud del ajuste no es de sorprender, dadas las presiones devaluacionistas ejercidas por los exportadores y las operaciones del Banco de la República orientadas a estimular la devaluación. Juntando los resultados de Granger y la regresión, se concluye que la paridad no se dio en el corto plazo, menos de un año, sino en forma lenta, tomándose hasta casi dos años.

Gráfico 7.3 Comportamiento del CPTCA y DI. 2000-2006



Fuente: Cálculos del autor.

El R-cuadrado de la regresión es bastante alto, 94.20%. La prueba F acepta la hipótesis alternativa validando la regresión; se presenta la segunda ecuación relacionada con la varianza condicional sin efecto apalancamiento. Los residuos cumplen todos los requisitos: no autocorrelación serial (Durbin-Watson de 1.24), normalidad de los residuos (probalidad de aceptar la hipótesis nula del Jarque-Bera de 67.79%) y sin heterocedasticidad arch (aceptando la hipótesis nula con el 80.39%). (Ver Gráfico 7.4).

Tabla 7.5 EGARCH (1,0,0) para CPTCA y DI. 2000-2006

Dependent Variable: CPTCA
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 2001M12 2006M12
Included observations: 61 after adjustments
Convergence achieved after 30 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(5) + C(6)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-29.01984	5.668466	-5.119522	0.0000
DI(-12)	4.763295	0.878310	5.423247	0.0000
AR(1)	0.972998	0.020775	46.83437	0.0000
AR(11)	-0.140577	0.025533	-5.505709	0.0000
Variance Equation				
C(5)	1.400860	0.249836	5.607108	0.0000
C(6)	0.825368	0.205171	4.022828	0.0001
R-squared	0.942039	Mean dependent var		1.289575
Adjusted R-squared	0.936770	S.D. dependent var		12.67836
S.E. of regression	3.188052	Akaike info criterion		5.092703
Sum squared resid	559.0023	Schwarz criterion		5.300330
Log likelihood	-149.3275	F-statistic		178.7826
Durbin-Watson stat	1.243090	Prob(F-statistic)		0.000000

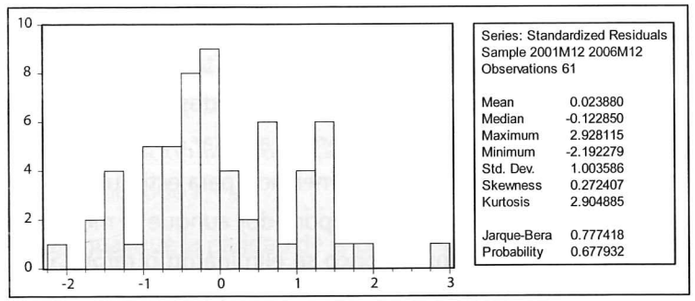
Fuente: Cálculos del autor.

Las ecuaciones de la regresión son:

- $CPTCA_t = -29.019 + 4.763*DI_t + 0.973*U_{t-1} - 0.140*U_{t-11}$
- $Log(\sigma^2) = 1.40 + 0.825*ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1})$

Gráfico 7.4 Pruebas para residuos de EGARCH (1,0,0) . 2000-2006

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.062190	Prob. F(1,58)	0.8039
Obs*R-squared	0.064265	Prob. Chi-Square(1)	0.7999



Fuente: Cálulos del autor.

Paridad con tasas de interés reales

Dados los resultados del punto anterior, se puede pensar que el comportamiento del CPTCA haya estado relacionado con el diferencial de las tasas reales de interés. Para esta parte se derivó la DIRt o diferencia entre las tasas de interés real colombiana y la libor real.

- Interés real = $(((1+ICOLt) / (1+ PCOLt))-1)*100$; $PCOL$ = inflación anual colombiana.
- Libor real = $(((1 +IEUt) / (1+ PEUt))-1)*100$; PEU = inflación anual Estados Unidos.
- $DIRt$ = interés real – libor real.

Las regresiones arrojaron las mismas conclusiones. No se publican las regresiones y tablas para no desperdiciar el espacio. El lector puede encontrar las tablas en los archivos.

Conclusión

Después de aplicar regresiones a tres períodos (1981-1991, 1992-2000, 2000-2006) marcados por cambios en el manejo de la tasa de cambio por parte del Banco de la República y la política económica gubernamental, técnicas econométricas permiten concluir que para 1981-1991, la paridad de la tasa de interés (con intereses nominales y reales) no se dio en Colombia. A partir de 1991 y hasta el 2000, pese

a la creciente apertura de la economía colombiana con la consecuente liberalización del mercado cambiario y de flujo de capitales, la paridad de la tasa de interés tampoco se cumplió. En el último período, la paridad empezó a darse con un ajuste muy lento (con rezago de 12 meses) en el corto y largo plazo de acuerdo con las regresiones.

Un estudio detallado de la historia colombiana tanto en el aspecto político como en lo económico permite entender los resultados obtenidos en el trabajo. El incumplimiento de la paridad se da porque a pesar de la "apertura", el banco central colombiano siempre intervino el mercado para estimular la devaluación del peso con tal de favorecer al sector exportador aunque el mercado mostrara una tendencia a la revaluación; tampoco se eliminaron o reformaron factores institucionales que afectaron a las tasas de interés. Además, en los últimos años de la década de los noventa y primera década del siglo XXI, se han producido cambios en la dirección del flujo de capitales internacionales hacia Colombia que han alterado la tasa de cambio más fuertemente que la diferencia de las tasas de interés. Solamente hasta mayo de 2007, debido a una recomendación del FMI al país, el Banco de la República decidió dejar flotar libremente la tasa de cambio.

7.2. Paridad del poder adquisitivo (PPA) en Colombia, 1968-2006

Teoría planteada por Gustav Cassel[1] en 1920 y que tiene dos versiones. La absoluta se basa en el concepto de que en diferentes países, dada la existencia de mercados eficientes, libre comercio internacional y libertad de flujo de capitales, idénticos bienes deben tener solamente un precio (ley de un solo precio) lo cual es posible debido a que en el largo plazo se establece una tasa de cambio de equilibrio de las dos monedas igualando el poder adquisitivo de ambas. La concerniente, para efectos de este trabajo, es la versión relativa que explica el comportamiento de la tasa de cambio de acuerdo con las diferencias inflacionarias entre los dos países, es decir, que se puede pronosticar la evolución de la tasa de cambio en el largo plazo con base en la inflación de ambos. Su planteamiento básico, en términos de pesos colombianos y dólares de Estados Unidos, es:

1 Cassel, Gustav (1916), The Present Situation of the Foreign Exchanges, Economic Journal, Vol. 26, No. 101, marzo, pp. 62-65.

$$F_{t+j} / S_t = (1 + pcol_t) / (1 + peu_t)$$

donde:

S_t = tasa spot expresada en pesos / dólar.

F_{t+j} = tasa spot futura expresada en pesos/ dólar, para el final del período $t + j$.

$Pcol_t$ = tasa de inflación anual colombiana determinada hoy con vigencia para el período $t + j$.

Peu_t = tasa de inflación anual de Estados Unidos determinada hoy con vigencia para el período $t + j$.

La PPA, al igual que la paridad de la tasa de interés, es una identidad que se debe cumplir, de lo contrario, los agentes del mercado pueden ejecutar operaciones de arbitraje, es decir, aprovechar la diferencia entre las tasas de inflación a sabiendas que una se devaluará o revaluará con respecto a la otra, comprando una divisa a bajo precio con tal de venderla a uno mayor. El mercado llevará a una tasa de equilibrio en el corto o largo plazo lo que depende de la rapidez con que se efectúe el ajuste. Dicha rapidez está determinada por la legislación sobre aspectos como: flujo de capitales, control de cambios, injerencia del gobierno o del banco central, etc. Además de la especulación, la disparidad afecta los flujos de bienes y capitales entre países: si la inflación en Colombia es mayor que la de Estados Unidos, el producto colombiano perdería competitividad frente al de Estados Unidos. De acuerdo con la PPA, el peso colombiano debería devaluarse; pasar de una tasa spot revaluada a una tasa spot futura mayor, pero si no ocurre la devaluación, el peso revaluado permitiría aumentar las importaciones, disminuir el nivel de dólares en el país y presionar hacia la devaluación restaurándose la paridad. La inexistencia de restricciones en los mercados cambiarios y financieros ayuda a que el ajuste se efectúe rápidamente y que la paridad se restablezca.

Para aplicar la fórmula de la paridad, las variables son: IPC mensual (Diciembre 1998 = 100) de Colombia y la tasa de cambio nominal peso/dólar fin de mes, ambas series publicadas por el Banco de la República en su página web; finalmente el IPC mensual de Estados Unidos (Julio 1983 = 100).[2]

2 Bureau of Labor Statistics. Estados Unidos. http://www.bls.gov/cpi/

Se ha hecho el análisis para tres períodos:

A. Enero 1968 - Diciembre 1990

Se pretende analizar el período que empezó con el Decreto 444 de 1967, el de la devaluación gota a gota, hasta el año anterior a la apertura económica de 1991. Período de total intervención del Gobierno en el mercado cambiario, control de cambios, restricciones al flujo de capitales.

B. Enero 1991- Diciembre 2000

Este incluye los años en que funcionó la banda cambiaria, 1994-1999 en los cuales se dio una moderada flotación del mercado dentro de los límites de la banda cambiaria, con la continua intervención del Banco de la República en el mercado. La banda implicaba una mínima y una máxima devaluación anual que era publicada por las autoridades. Sin control de cambios y libertad en el flujo de capitales, con pocas restricciones.

C. Enero 2000 - Diciembre 2006

Las bandas cambiarias se eliminan en 1999 y aparentemente durante este período la flotación de la tasa de cambio ha sido más libre, aunque con un evidente sesgo del banco central a intervenir en pro de la devaluación, como lo confirman las diarias publicaciones del banco en su página web en la que revela el monto de sus operaciones cambiarias. También empieza la revaluación del peso en forma constante por causa del aumento de la entrada de dólares en el país.

Se trabajó con las siguientes variables:

- LTC_t = logaritmo natural de la tasa de cambio nominal peso / dólar, fin de mes.
- $DTCA_t$ = diferencia logarítmica anual de la tasa de cambio nominal peso/ dólar, fin de cada mes.
- $LPCOL_t$ = logaritmo natural del IPC colombiano, fin de cada mes.
- $DPCOLt$ = primer diferencia logarítmica anual de $LPCOL$. Mide la tasa de inflación anual colombiana para cada fin de mes.
- $LPEU_t$ = logaritmo natural del IPC estadounidense, fin de cada mes.
- $DP_t = LPCOL_t - LPEU_t$, o primera diferencia logarítmica.

Como en el caso de la paridad de la tasa de interés, inicialmente se usó un modelo con la variable DTCA como función de DP y dos variables **dicotómicas**, solamente fueron significativas las dicotómicas y ningún rezago de DP por lo que se procedió a estudiar cada período por separado. Las variables, a pesar de ser el resultado de primeras diferencias logarítmicas no fueron estacionarias en los tres períodos, sin embargo, se trabajó con ellas. La Tabla 7.6 muestra las correlaciones de dtca con dp y dpcol respectivamente. Al igual que en el caso de la paridad de las tasas de interés, las correlaciones del primer y tercer período son positivas y las del segundo son negativas, es decir que hay posibilidades de que la paridad se haya dado para los períodos primero y tercero y no para el segundo.

Tabla 7.6 Correlación entre DTCA y DP

Período	Correlación DTCA y DP	Correlación DTCA y DPCOL
1968-1990	0.5283	0.2877
1991-2000	-0.4735	-0.5181
2000-2006	0.3970	0.4017

Fuente: Cálculos del autor.

Dado que hay tres períodos que analizar, se resumen los resultados de las pruebas de Phillips-Perron y ERS en la tabla 7.7 Note que los órdenes de integración no siempre coinciden en ambas pruebas. La Tabla 7.8 muestra la prueba de Johansen y Granger para los tres períodos: En los tres se acepta la hipótesis nula "DI no causa Granger CPTCA" mientras que Johansen encuentra la existencia de vectores de cointegración para los períodos primero y tercero pero no para el segundo; en este último coincide con lo de la correlación negativa; parece que no se dio la paridad.

Tabla 7.7 Phillips-Perron y ERS para DTCA y DP

Período	Variable	Significancia	PP(5%) Valor-p	Integr	ERS(5%) P-estad.	Integr
1968-1990	DTCAt	Intercept, tend	0.3985	I(1)	5.7299	I(1)
	DPt	Intercept, tend	0.0776	I(1)	3.0709	I(0)
1991-2000	DTCAt	Intercept	0.1523	I(1)	4.3746	I(0)
	DPt	Intercept, tend	0.7989	I(1)	10.2865	I(1)
2000-2006	DTCAt	Ninguno	0.0905	I(1)	9.9295	I(1)
	DPt	Intercept, tend	0.2239	I(1)	8.9875	I(1)

Fuente: Cálculos del autor.

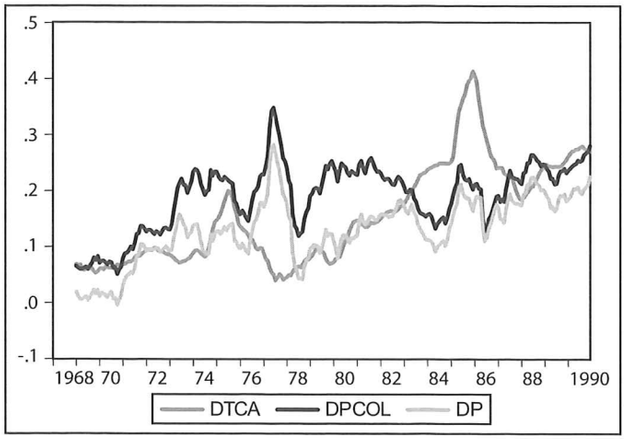
Tabla 7.8 Prueba de Johansen y Granger para DTCA y DP

Período	Johansen (No. modelos con vectores).	Granger No. rezagos	Granger Prob.(Ho)
1968-1990	Uno	5	0.7599
1991-2000	Cero	5	0.2778
2000-2006	Uno	2	0.7471

A. Enero 1968-Diciembre 1990

En esta época de devaluación gota a gota, se supuso que la devaluación del peso (dtca) dependería directamente de la tasa de inflación colombiana (dpcol) o con la diferencial inflacionaria (dp) con el fin de mantener la competitividad de las exportaciones colombianas frente al dólar, sin embargo, el Gráfico 7.5 muestra que en algunos años, la tasa de devaluación se movió en dirección contraria a la inflación. Tampoco se observa una relación clara entre la dtca y dp como lo indica la paridad de la tasa de interés; la bajísima correlación anuncia que seguramente la paridad no se dio, hecho que es soportado por las pruebas de Johansen y Granger.

Gráfico 7.5 DTCA, DPCOL y DP. 1968.01-1990.12



A pesar de todo, se corrió la regresión para DTCA en función de DP rezagada hasta 36 meses: el mejor resultado que se obtuvo fue un EGARCH (1,1,0) que presentó el menor Schwarz y el máximo log-likelihood entre varias alternativas. La altísima volatilidad observada en el período es la justificación de la heteroscedasticidad

tipo ARCH que lleva a un EGARCH. El R-cuadrado está alrededor del 99.7% (Tabla 7.9). El único coeficiente significativo de DP fue el rezagado 24 meses; coeficiente con signo positivo (como la correlación) indicando que un incremento del 1% en la diferencia entre la inflación anual colombiana con respecto a la estadounidense produjo un reajuste en la tasa de revaluación del dólar (devaluación del peso) de 0.036% después de 24 meses, hecho insignificante dado el valor del coeficiente y que corrobora totalmente que no se devaluó el peso de acuerdo con el principio de la paridad del poder adquisitivo. La regresión como tal presentó alta autocorrelación serial que fue corregida como lo indica un Durbin-Watson de 1.88; la prueba F acepta la hipótesis alternativa en un 100% lo cual indica que las regresoras en su conjunto son significativas.

Las pruebas para los residuos arrojan resultados deficientes pues las probabilidades de aceptar las respectivas hipótesis nulas apenas superan el 5%; la normalidad de los residuos (Jarque-Bera, probabilidad de aceptar normalidad de 9.0%), prueba ARCH (6.53% de homocedasticidad). (Gráfico 7.6).

En conclusión, desde el punto de vista de los resultados de la regresión se diría que la paridad del poder adquisitivo se cumplió (porque se dan los resultados requeridos por las pruebas) aunque en forma accidental; es evidente que la devaluación diaria, gota a gota, decidida por el gobierno en forma discrecional, no se hizo lo suficientemente rápido para compensar por la inflación colombiana, ni tuvo en cuenta el diferencial inflacionario entre los dos países.

Tabla 7.9 EGARCH(1,1,0) para DTCA y DP. 1968.01-1990.12.

Dependent Variable: DTCA
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 1973M01 1990M12
Included observations: 216 after adjustments
Convergence achieved after 27 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(10) + C(11)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(12)*LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.320568	0.208480	1.537644	0.1241
DP(-24)	0.036174	0.012697	2.848978	0.0044
AR(1)	1.628668	0.060363	26.98102	0.0000

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

AR(2)	-0.567614	0.076105	-7.458274	0.0000
AR(5)	-0.057042	0.029602	-1.926956	0.0540
AR(10)	-0.094723	0.033176	-2.855167	0.0043
AR(12)	0.117551	0.033089	3.552559	0.0004
AR(19)	-0.059434	0.013744	-4.324359	0.0000
AR(24)	0.030071	0.008009	3.754383	0.0002
Variance Equation				
C(10)	-2.023281	0.723253	-2.797474	0.0052
C(11)	0.785407	0.280912	2.795917	0.0052
C(12)	0.872140	0.054613	15.96953	0.0000
R-squared	0.997388	Mean dependent var		0.174365
Adjusted R-squared	0.997247	S.D. dependent var		0.088352
S.E. of regression	0.004635	Akaike info criterion		-8.247439
Sum squared resid	0.004383	Schwarz criterion		-8.059924
Log likelihood	902.7235	Hannan-Quinn criter.		-8.171683
F-statistic	7081.961	Durbin-Watson stat		1.881938
Prob(F-statistic)	0.000000			

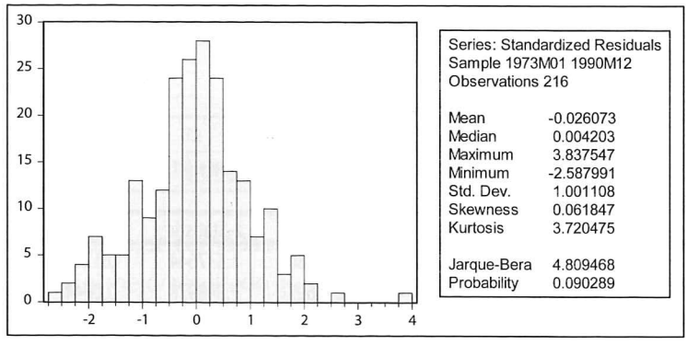
Fuente: Cálculos del autor.

Las ecuaciones del EGARCH (1,1,0) son:

- $DTCA_t = 0.32 + 0.036*DP_{t-24} + 1.62*U_{t-1} - 0.567*U_{t-2} - 0.057*U_{t-5} - 0.094*U_{t-10} + 0.117*U_{t-12} - 0.059*U_{t-19} + 0.03*U_{t-24}$
- $(\sigma^2) = -2.02 + 0.785*ABS\ (U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 0.872*\ Log\ (\sigma^2)_{t-1}$

Gráfico 7.6 Heterocedasticidad ARCH y Normalidad residuos: EGARCH(1,1,0)

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	3.433285	Prob. F(1,213)	0.0653
Obs*R-squared	3.410549	Prob. Chi-Square(1)	0.0648



Fuente: Cálculos del autor.

B. Enero 1991-Diciembre 2000

La Tabla 7.6 muestra que la correlación entre dtca y dp fue negativa (-0.4735) por lo que seguramente los coeficientes correspondientes con dp serán negativos en la regresión, correlación negativa a pesar de la existencia de bandas cambiarias que pretendían garantizar una devaluación con tal de mantener la competitividad de las exportaciones colombianas. Lo anterior se evidencia en el Gráfico 7.7 que muestra la alta volatilidad de la devaluación y su tendencia creciente, al mismo tiempo que la tasa de inflación colombiana y el diferencial inflacionario se reducen continuamente. Recuerde el lector la inestabilidad política de este período a partir de 1994 que produjo mucha agitación en la tasa de cambio y las consecuentes intervenciones del Banco de la República para mantener la tasa de cambio por debajo del techo de la banda.

Las pruebas de Johansen y Granger muestran que no hubo relación de largo plazo entre las variables. Se corrió la regresión para dtca en función de dp rezagada hasta 36 meses: el mejor resultado que se obtuvo fue un EGARCH (1,1,1) que presentó el menor criterio de Schwarz y el máximo log-likelihood entre varias alternativas (Tabla 7.10). Nótese el signo negativo del coeficiente de dp rezagado 30 meses, que fue el único coeficiente estadísticamente significativo, resultado que totalmente afirma que no se cumplió la paridad del poder adquisitivo puesto que se requiere que el signo sea positivo para que la paridad se cumpla.

Gráfico 7.7 DTCA, DPCOL y DP. 1991.01-2000.12

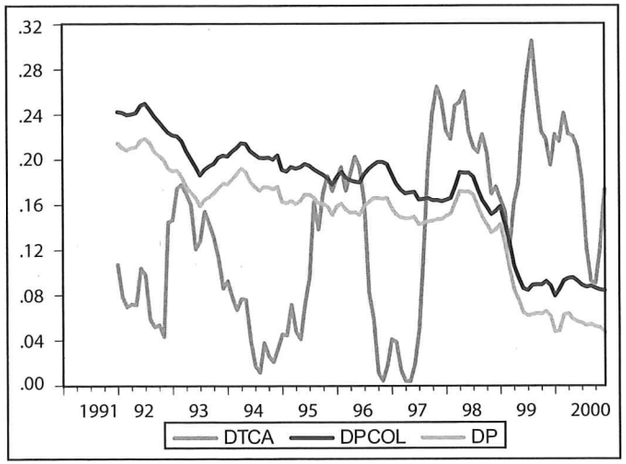


Tabla 7.10 EGARCH(1,1,1) para DTCA y DP. 1991.01-2000.12.

Dependent Variable: DTCA
Method: ML - ARCH
Sample (adjusted): 1995M07 2000M12
Included observations: 66 after adjustments
Convergence achieved after 33 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(6) + C(7)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(8)
*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(9)*LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.583926	0.046103	12.66560	0.0000
DP(-30)	-2.573048	0.261595	-9.836010	0.0000
AR(1)	1.043578	0.041632	25.06669	0.0000
AR(3)	-0.265289	0.029222	-9.078548	0.0000
AR(12)	-0.155854	0.038245	-4.075121	0.0000
Variance Equation				
C(6)	-14.80918	0.446761	-33.14791	0.0000
C(7)	0.515522	0.201579	2.557416	0.0105
C(8)	0.160117	0.106142	1.508520	0.1314
C(9)	-0.910127	0.056913	-15.99155	0.0000
R-squared	0.903083	Mean dependent var		0.164672
Adjusted R-squared	0.889480	S.D. dependent var		0.078537
S.E. of regression	0.026109	Akaike info criterion		-4.548277
Sum squared resid	0.038857	Schwarz criterion		-4.249687
Log likelihood	159.0931	Hannan-Quinn criter.		-4.430290
F-statistic	66.39127	Durbin-Watson stat		1.712208
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Cálculos del autor.

Las ecuaciones son:

- $DTCA_t = 0.584 - 2.57*D_{t-30} + 1.04*U_{t-1} - 0.26*U_{t-3} - 0.155*U_{t-12}$
- $Log\ (\sigma^2) = -14.81 + 0.515*ABS\ (U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 0.16*(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) - 0.9*Log\ (\sigma^2)_{t-1}$

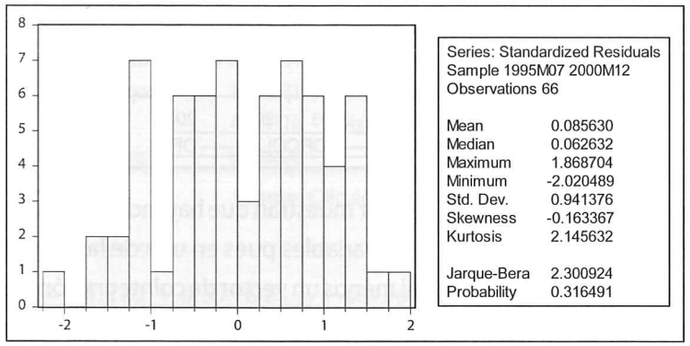
Así no se haya cumplido la paridad, la regresión como tal es aceptable; el R-cuadrado del 90.30% es tan alto como para aceptar que las regresoras sí explican el comportamiento de la dependiente; hubo presencia de autocorrelación serial que fue corregida como lo indica un Durbin-Watson de 1.72; la prueba F acepta la hipótesis alternativa en un 100% indicando que las regresoras en su conjunto son significativas. En los archivos aparecen los Cuadros relacionados con la normalidad

de los residuos (Jarque-Bera, probabilidad de aceptar normalidad de 31.65%), prueba ARCH (55.74 % de homocedasticidad). (Gráfico 7.8).

En conclusión, a pesar de las bandas cambiarias que dominaron la mitad de este período, la paridad del poder adquisitivo no se cumplió, ni siquiera con efecto rezagado, como sí ocurrió en el lapso 1968-1990.

Gráfico 7.8 Heteroscedasticidad ARCH y normalidad residuos EGARCH(1,1,1)

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.347841	Prob. F(1,63)	0.5574
Obs*R-squared	0.356913	Prob. Chi-Square(1)	0.5502



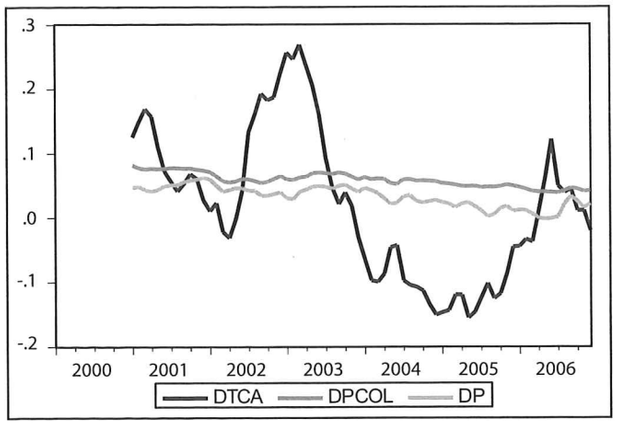
Fuente: Cálculos del autor.

C. Enero 2000 - Diciembre 2006

Hipotéticamente al dejar de existir las bandas cambiarias, la tasa de cambio debería haberse comportado de acuerdo con las fuerzas del mercado aunque el Banco de la República cumpliera su misión constitucional de estabilizar la inflación a través de su intervención en el mercado cambiario. La Tabla 7.6 muestra que la correlación entre DTCA con DP y DPCOL fueron positivas: 0.3970 y 0.4017 respectivamente por lo que seguramente los coeficientes de la variable DP serán positivos en la regresión, retornando la posibilidad que la paridad se haya cumplido para este lapso. El Gráfico 7.9 muestra la alta volatilidad de la devaluación, sin embargo, se observa que ambas variables en el largo plazo presentan una tendencia a caer y a encontrarse, es decir, se empieza a presentar la revaluación del peso debido a la creciente entrada de dólares por el creciente comercio internacional colombiano, el aumento de la inversión extranjera y de las remesas enviadas por los colombianos residentes en el extranjero. Ver estadísticas en página web del Banco de la República

y archivos anexos. El gráfico permite ver que los cambios en la devaluación fueron más bruscos que la caída de la inflación anual colombiana, dpcol.

Gráfico 7.9 DTCA, DPCOL y DP. 2000.01-2006.12



Las pruebas de Johansen y Granger muestran que hay indicios de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables pues en una de las variedades del modelo de Johansen, se encontró al menos un vector de cointegración. Se corrió la regresión para dtca en función de dp rezagada hasta 36 meses: el mejor resultado que se obtuvo fue un EGARCH (1,0,1) que presentó el menor Schwarz y el máximo log-likelihood entre varias alternativas (Tabla 7.11).

Los resultados de la regresión permiten concluir que el mercado ajustó la devaluación del peso a la diferencia inflacionaria con rezago de 22 meses, lo que es demasiado lento y hace la presencia de la paridad estadísticamente existente aunque a un ritmo muy lento.

Tabla 7.11 EGARCH (1,0,1) para DTCA y DP. 2001.01-2006.12

Dependent Variable: DTCA
Method: ML - ARCH
Sample (adjusted): 2003M06 2006M12
Included observations: 43 after adjustments
Convergence achieved after 77 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(5) + C(6)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(7)
*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.122608	0.012785	-9.590325	0.0000
DP(-22)	0.510095	0.107209	4.757937	0.0000
AR(1)	0.926664	0.010421	88.92539	0.0000
AR(7)	-0.078034	0.008702	-8.967512	0.0000
Variance Equation				
C(5)	-6.933781	0.296761	-23.36484	0.0000
C(6)	-1.433681	0.477702	-3.001205	0.0027
C(7)	1.717583	0.317621	5.407655	0.0000
R-squared	0.892844	Mean dependent var		-0.046783
Adjusted R-squared	0.874985	S.D. dependent var		0.081282
S.E. of regression	0.028739	Akaike info criterion		-4.770377
Sum squared resid	0.029734	Schwarz criterion		-4.483670
Log likelihood	109.5631	Hannan-Quinn criter.		-4.664648
F-statistic	49.99310	Durbin-Watson stat		1.524351
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Cálculos del autor.

Las ecuaciones son:

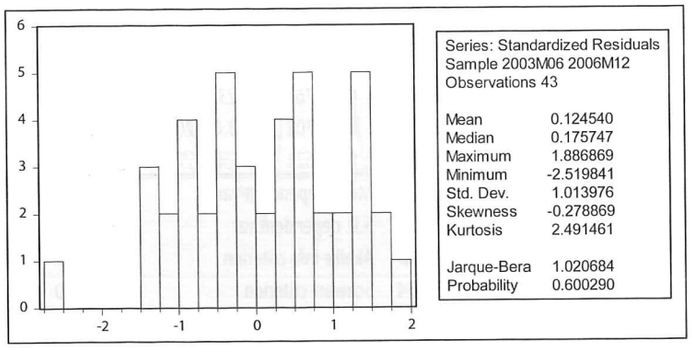
- $DTCA_t = -0.122 + 0.51*DP_{t-22} + 0.926*U_{t-1} - 0.078*U_{t-7}$
- $Log(\sigma^2) = -6.933 - 1.433*ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 1.717*(U_{t-1}/\sigma_{t-1})$

Los resultados de la regresión son buenos: R-cuadrado del 89.28%; el Durbin-Watson en 1.52; la prueba F acepta la hipótesis alternativa en un 100% indicando que las regresoras en su conjunto son significativas. El Gráfico 7.10 muestra los resultados de las pruebas de los residuos; la probabilidad de aceptar la distribución normal, según el Jarque-Bera, es de 60.00% y la prueba ARCH con probabilidad de 48.52 % de homocedasticidad.

En conclusión, para este período, estadísticamente la paridad se dio aunque a un ritmo muy lento, con dos años de retraso, como consecuencia de la avalancha de dólares que inundó al país; se observó una rápida revaluación del peso frente a una inflación de lenta caída.

Gráfico 7.10 Heteroscedasticidad ARCH y normalidad residuos EGARCH(1,1,1)

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	1.015913	Prob. F(1,40)	0.3195
Obs*R-squared	1.040288	Prob. Chi-Square(1)	0.3078



Conclusión

Cumplimiento de las paridades

Período	Paridad Tasa de interés	Paridad Poder Adquisitivo
1968-1990	No	Si
1991-2000	No	No
2000-2006	Si	Si

Después de analizar tres períodos marcados por cambios en el manejo de la tasa de cambio por parte del Banco de la República y política económica gubernamental, técnicas econométricas permiten concluir que aun cuando las autoridades tuvieron total control de la tasa de cambio, no fue objetivo de las autoridades monetarias que las paridades se cumplieran; la devaluación del peso no se ajustó rápidamente a la tasa de inflación o al diferencial inflacionario entre Colombia y Estados Unidos, como tampoco al diferencial de las tasas de interés. Las paridades se cumplieron de forma accidental, con rezagos superiores a un año. En el 2000-2006, las paridades difícilmente se dieron ya que la abundancia de divisas presionaba hacia una revaluación del peso, mientras que los diferenciales de inflación y tasas de interés presionaban ante la devaluación.

Bibliografía

Cassel, Gustav (1916), The Present Situation of the Foreign Exchanges. Economic Journal, Vol. 26, No. 101, marzo, pp. 62-65.

Cassel, Gustav (1917), The Depreciation of Gold. Economic Journal, Vol. 27, No. 107, septiembre, pp. 346-354.

Cassel, Gustav (1918), Abnormal Deviations in International Exchanges. Economic Journal, Vol. 28, No. 112, diciembre, pp. 413-415.

Cassel, Gustav (1928). Post-War Monetary Stabilization, Columbia University Press, New York.

Correa, Patricia (1992). Paridad entre la tasa de interés real interna y externa: Notas sobre el caso colombiano. Coyuntura Económica, Fedesarrollo, abril.

Eiteman David y Arthur I. Stonehill (2000). Las Finanzas de las Empresas Multinacionales. Editorial Addison-Wesley Iberoamericana.

Engle, Robert y C.W.J. Granger (1987). Cointegration and error correction: representation, estimationa and testing. Econometrica, 55, pp. 251-276.

Fama, E.F. (1984). Forward and spot exchange rates. Journal of Monetary Economics. Vol. 14 (3) November: 319-38.

Gujarati, Damodar (2003). Econometría básica. Ed. McGraw-Hill.

Hull, John C. (2002). Introducción a los Mercados de Futuros y Opciones. Cuarta edición. Prentice Hall.

Krueger, Anne O. (1983). Exchange-rate Determination, Cambridge University Press, The United States of America.

Meredith, G. and M.D. Chinn. (2004). Monetary policy and long-horizon uncovered interest parity. IMF Staff Papers, vol.51 (3): 409-30.

Pindyck, Robert y Daniel Rubinfeld (2002). Modelos econométricos y pronóstico económico. Ed. McGraw-Hill.

Robert J. Carbaugh (2007). International Economics, 11th Edition. Cincinnati: ITP.

Taylor, Alan M. (2002), A Century of Purchasing Power Parity. Review of Economics and Statistics,Vol. 84, No. 1, pp. 139-150.

Taylor, Mark P. (1988), An Empirical Examination of Long-run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques. Applied Economics, Vol. 20, pp. 1369-1381.

Taylor, Mark P. (2003). Purchasing Power Parity. Review of International Economics, vol. 11, No. 3, agosto, pp. 436-452.

Taylor, Mark P., David A. Peel and Lucio Sarno (2001). Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles. International Economic Review, Vol. 42, No. 4, November, pp. 1015-1042.

Wooldridge, Jeffrey M.(2001). Introducción a la Econometría. Un enfoque moderno. Editorial Thomson-Learning.

Capítulo 8

Los impuestos y el déficit fiscal

El tema del sector público es supremamente complejo y amplio. Se estudiarán dos puntos que son tratados en todo libro de macroeconomía, que son parte esencial de los modelos multiecuacionales[1] y son tema de debate público a través de los medios de comunicación: la función de impuestos y los efectos del déficit fiscal sobre algunas variables macroeconómicas como la tasa de inflación y tasas de interés.[2]

8.1. La Función de impuestos, 1950-2001

$T = To + t\,(Y)$, donde: t = Tasa de impuestos

Y = nivel de ingreso o renta. Para efectos prácticos de este ejercicio, se usó la tasa de crecimiento del PIB real. Se supone que a mayor crecimiento o actividad económica, el gobierno aumenta sus ingresos tanto por impuestos directos e indirectos, como por actividad económica interna y externa.

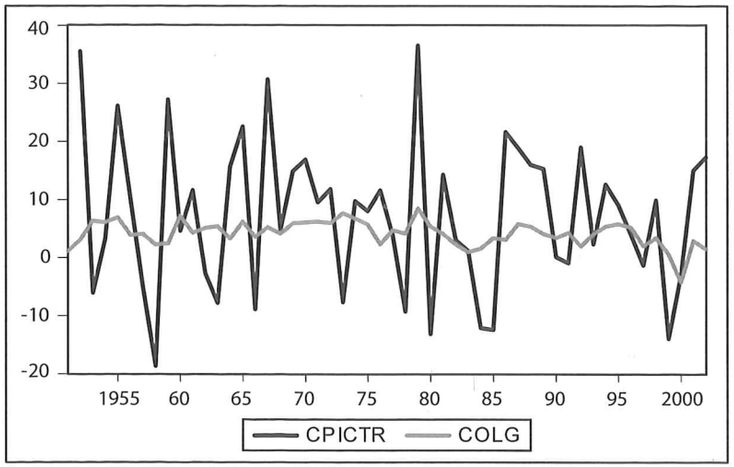
Se trató de construir esta función para el período 1950-2001. De la página web del Departamento Nacional de Planeación, se tomaron los datos de ingresos tributarios del Gobierno Central, que son los de mayor peso dentro de

1 Dornbusch, R, Fischer, S y Startz, R. (2001). Macroeconomía. Octava edición. Editorial McGraw- Hill. Madrid.

2 Musgrave, Richard A. y Peggy B. Musgrave (1992). Hacienda Pública, Teórica y Aplicada. Editorial McGraw-Hill. Quinta Edición.

los ingresos corrientes. Estos fueron deflactados con 1988 como año base y se generó la serie "ICT real", de la cual se obtuvo su cambio porcentual "CPICTR" o cambio porcentual de los ingresos corrientes tributarios reales. Se obtuvo su cambio porcentual dado que la variable regresora fue el crecimiento real del producto interno bruto, que se ha venido llamando "colg" y que está expresada en cambios porcentuales.

Gráfico 8.1 Comportamiento de CPICTR y COLG. 1950-2001



Fuente: Cálculos del autor con base en datos del DNP.

El Gráfico 8.1 describe la volatilidad de los ingresos corrientes tributarios frente al decrecimiento del PIB real. La volatilidad de los impuestos puede explicarse por la histórica evasión tributaria, continuas reformas tributarias y efectos del ciclo económico. Parecería difícil que haya una relación entre estas dos variables.

Tabla 8.1 Estacionariedad ERS para cpictr y colg. 1950-2001

Null Hypothesis: CPICTR has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=10)		
Sample (adjusted): 2 52		
Included observations: 51 after adjustments		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		3.601049
Test critical values:	1% level	1.871600
	5% level	2.972800
	10% level	3.915200
Null Hypothesis: COLG has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=10)		
Sample: 1 52		
Included observations: 52		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		6.889661
Test critical values:	1% level	4.221600
	5% level	5.716800
	10% level	6.770800

Fuente: Cálculos del autor.

La Tabla 8.1 resume los resultados de la prueba ERS aplicada a las dos series. ***Cpictr*** es estacionaria al nivel del 10% y ***colg*** no es estacionaria por lo que se crea la serie "***dcolg***" que sí es estacionaria y que significa el incremento de la tasa de crecimiento del PIB real con respecto al año anterior, $dcolg = colg_t - colg_{t-1}$. La Tabla 8.2 presenta las pruebas de Granger y Johansen. De acuerdo con Granger, ***dcolg*** sí causa Granger a cpictr para dos rezagos; Johansen encuentra dos vectores de cointegración entre las dos, luego hay equilibrio de largo plazo entre los impuestos y el PIB real.

Tabla 8.2 Pruebas de Granger y Johansen para cpictr y dcolg. 1950-2001

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1 52			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
CPICTR does not Granger Cause DCOLG	49	1.21979	0.3051
DCOLG does not Granger Cause CPICTR		6.20478	0.0042

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Johansen. Sample: 1 52					
Included observations: 49					
Series: DCOLG CPICTR					
Lags interval: 1 to 1					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

Fuente: Cálculos del autor.

La mejor regresión fue un EGARCH(1,1,1), Tabla 8.3, puesto que tuvo el menor criterio de Schwarz y los residuos cumplieron las pruebas. Se muestra que los ingresos tributarios corrientes son afectados positivamente por dcolg para el año actual y los dos años anteriores; dcolg rezagada un período es significativa casi al 94%. La suma de los tres coeficientes es 5.66 aproximadamente, es decir, un aumento (reducción) del 1% en la tasa del PIB real produce un incremento (decremento) en los ingresos tributarios reales del 5.66% acumulado en el lapso de tres años. El R-cuadrado ajustado de un 21.44%, aparentemente bajo, pero recuerde que solamente se ha trabajado con los ingresos tributarios del gobierno central. La ecuación de la varianza condicional demuestra la alta sensibilidad de los impuestos frente al comportamiento del PIB real y malas noticias en general (recesiones) pues el signo del efecto apalancamiento es negativo.

Las ecuaciones son:

- $CPICTR_t = 6.15 + 1.77*DCOLG_t + 1.13*DCOLG_{t-1} + 2.75*DCOLG_{t-2}$
- $Log\ (\sigma^2) = 2.66 - 0.49*ABS\ (U_{t-1}/\sigma_{t-1}) - 0.39*(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 0.52*\ Log\ (\sigma^2)_{t-1}$

El Gráfico 8.2 resume la prueba de heterocedasticidad ARCH y encuentra una probabilidad de homocedasticidad en un 79.49 % y los residuos tienen probabilidad de distribución normal en un 36.19% según el Jarque-Bera.

Tabla 8.3 EGARCH(1,1,1) para CPICTR en función de dcolg . 1950-2001

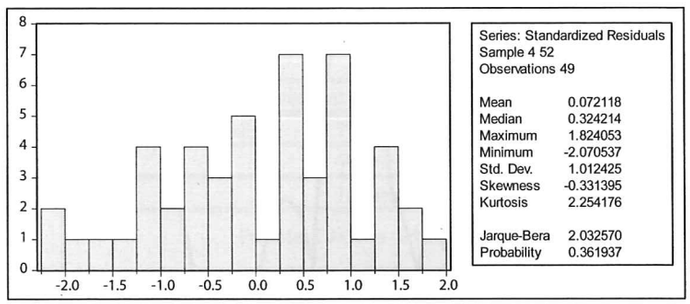
Dependent Variable: CPICTR
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 4 52
Included observations: 49 after adjustments
Convergence achieved after 22 iterations
LOG(GARCH) = C(5) + C(6)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(7) *RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(8)*LOG(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	6.156410	1.370339	4.492617	0.0000
DCOLG	1.772901	0.597964	2.964898	0.0030
DCOLG(-1)	1.137872	0.615942	1.847368	0.0647
DCOLG(-2)	2.754430	0.615524	4.474932	0.0000
Variance Equation				
C(5)	2.660517	1.235563	2.153284	0.0313
C(6)	-0.490706	0.162630	-3.017317	0.0026
C(7)	-0.392108	0.197486	-1.985497	0.0471
C(8)	0.520568	0.247945	2.099530	0.0358

R-squared	0.263560	Mean dependent var	6.993749
Adjusted R-squared	0.214464	S.D. dependent var	12.52034
S.E. of regression	11.09683	Akaike info criterion	7.836523
Sum squared resid	5541.288	Schwarz criterion	8.145392
Log likelihood	-183.9948	Hannan-Quinn criter.	7.953708
Durbin-Watson stat	2.300001		

Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 8.2 Pruebas de Breusch-Godfrey, White y ARCH para la MCO



Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.068390	Prob. F(1,46)	0.7949
Obs*R-squared	0.071257	Prob. Chi-Square(1)	0.7895

Fuente: Cálculos del autor.

En conclusión, se ha construido una regresión para describir la función de impuestos en función del PIB real. En efecto, se corrobora que la relación directa entre las variables es corriente y presenta rezagos.

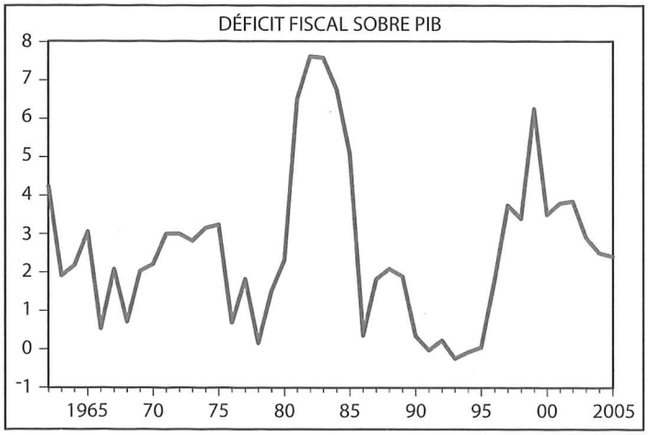
8.2. El déficit fiscal del gobierno central, 1962-2005

El objetivo de esta sección es detectar las características del déficit fiscal, con el fin de medir el efecto del déficit fiscal sobre algunos indicadores macroeconómicos colombianos, en los próximos apartes del capítulo.

Recuérdese que el SPNF o sector público no financiero, se divide en dos: el Descentralizado y el Gobierno Central. El descentralizado es el compuesto por las empresas descentralizadas (energía, ECOPETROL, etc.) que generalmente dan superávit mientras que el Gobierno Central es el que se caracteriza por los déficit.

Se asume que un déficit fiscal descontrolado puede ser un acelerador de la tasa de inflación, como también generar inestabilidad en las tasas de interés y tasas de cambio. Se tomaron las series anuales de déficit fiscal[2] desde 1962 hasta 2005 y la participación porcentual del déficit con respecto al PIB, de las bases del DNP y del Banco de la República.

Gráfico 8.3 Relación del Déficit Fiscal del Gobierno Central con respecto al PIB



Nota: El coeficiente (déficit fiscal/PIB) que por definición es negativo, se puso positivo para efectos del gráfico.
Fuente: Cálculos del autor.

El Gráfico 8.3 muestra la evolución del índice déficit fiscal/PIB, expresado en porcentaje, entre 1962 y 2005. Sobresalen los altos déficits de los períodos 1981-1985 cuyo valor más alto fue de 7.62% en el gobierno de Belisario Betancur y el del año 1999 con 6.24% en el gobierno de Andrés Pastrana.

Para las regresiones se usó el cambio porcentual del déficit fiscal del gobierno central, "cpdef" y "defpib" como la relación (déficit fiscal/PIB). Las otras series correspondientes a los indicadores ya han sido estudiadas en casos anteriores: cred es la tasa de crédito bancario anual; litcr es el logaritmo de la tasa de cambio real y lipc como el logaritmo del índice de precios al consumidor.

Tabla 8.4 Estacionariedad ERS para cpdef y defpib 1962-2005

Null Hypothesis: DEFPIB has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=9)		
Sample: 1962 2005		
Included observations: 44		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		2.832901
Test critical values:	1% level	1.870000
	5% level	2.970000
	10% level	3.910000

Null Hypothesis: CPDEF has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=9)		
Sample (adjusted): 1963 2005		
Included observations: 43 after adjustments		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		4.174269
Test critical values:	1% level	4.220000
	5% level	5.720000
	10% level	6.770000

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 8.5 Phillips-Perron para Cpdef, Lipc, Litcr y Cred. 1962-2005

Variable	Significancia	PP(5%) Valor-p	Orden Integr.	ERS(5%) P-estad	Orden Integr.
Cred	Intercepto	0.6023	I(1)	10.2731	I(1)
Lipc	Tendencia	0.9995	I(1)	8.0310	I(>2)
Litcr	Intercepto	0.4522	I(1)	7.0429	I(1)
Cpdef	Ninguna	0.0000	I(0)	4.1742	I(0)
defpib	Intercepto	0.0477	I(0)	2.8329	I(0)

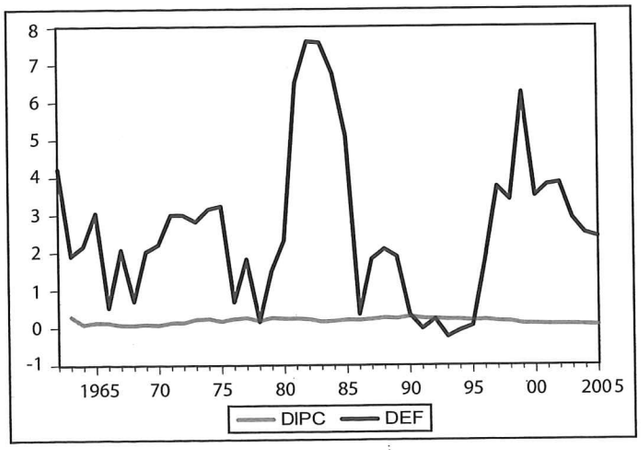
Fuente: Cálculos del autor

La Tabla 8.4 resume la prueba ERSpara las variables mencionadas. Las estacionarias son cpdef y defpib. Al igual que en los capítulos anteriores, las otras variables no son estacionarias, son I(1) por lo que se trabajó con las primeras diferencias logarítmicas, "dipc y ditcr"; para cred se usó "dcred" o primera diferencia aritmética. La Tabla 8.5, muestra los resultados de Phillips-Perron para todas las variables.

8.3. El déficit fiscal y la tasa de inflación, 1962-2005

La teoría macroeconómica ha considerado que un excesivo déficit fiscal puede estimular la inflación pues al fin y al cabo, el déficit fiscal resulta de un excesivo gasto público que es componente de la demanda agregada. El Gráfico 8.4 muestra la relación entre el coeficiente ***defpib*** (con signo positivo) y el cambio porcentual del IPC.

Gráfico 8.4 El déficit fiscal/PIB y Dipc, 1962-2005



Entre ***cpdef*** y ***defpib***, la última presentó mejores resultados en la prueba de Granger y en las regresiones aunque la de Johansen no la favorezca (Tabla 8.6).

Tabla 8.6 Pruebas de Granger y Johansen para defpib y dipc. 1962-2005

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1962 2005
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DIPC does not Granger Cause DEFPIB	41	0.13067	0.8779
DEFPIB does not Granger Cause DIPC		0.79711	0.4584

Johansen. Sample: 1962 2005
Included observations: 41
Series: DEFPIB DIPC
Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: Cálculos del autor.

La mejor regresión fue la de un proceso EGARCH (2,0,1) en el que la variable defpib es significativa con uno y tres años de rezago, sus coeficientes con signo positivo y sumando 0.975; es decir que la proporción del déficit fiscal con respecto al PIB tuvo una influencia muy importante en la tasa de inflación y un efecto rezagado. El cambio porcentual o tasa de crecimiento del déficit central sí tuvo un efecto importantísimo. Llama la atención que el residuo con siete años de rezago sea tan significativo; su importancia fue registrada en el correlograma. Las corridas hechas sin este rezago, mostraban que el defbib rezagado tres años quedaba excluido, no era significativo y afectaba fuertemente la calidad de la regresión por lo que se decidió mantenerlo. Este rezago no tiene significado económico pero sí muestra las dependencias de las variables con información más rezagada, por ejemplo, correcciones o actualizaciones contables (Tabla 8.7).

Los indicadores de la regresión muestran que la regresión es válida: el DW(1.76) da a entender que no hay autocorrelación serial; la prueba F concluye que el conjunto de regresoras son significativas casi en un 100%; el R-cuadrado ajustado llegó al 62.84%. La ecuación de la varianza condicional describe la existencia de

rezagos en la volatilidad condicional con rezagos de hasta dos años, además de no mostrar un efecto apalancamiento. El Gráfico 8.5 muestra que los residuos son homocedásticos arch y el Jarque-Bera dice que los residuos tienen un 52.55% de probabilidad de configurar una distribución normal. Con este análisis queda evidenciado la importancia del control sobre el déficit fiscal, con el fin de evitar un brote inflacionario.

Tabla 8.7 Dipc función de defpib. 1962-2005. EGARCH (2,0,1)

Dependent Variable: DIPC
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 1972 2005
Included observations: 34 after adjustments
Convergence achieved after 20 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
LOG(GARCH) = C(7) + C(8)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(9)*ABS(RESID(-2)/@SQRT(GARCH(-2))) + C(10)*RESID(-1) /@SQRT(GARCH(-1))

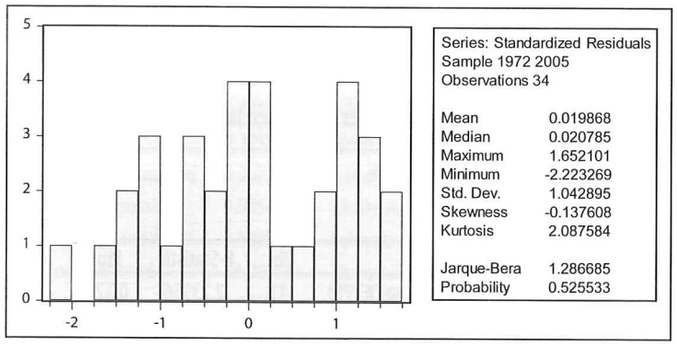
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.191914	0.011006	17.43662	0.0000
DEFPIB(-1)	0.431805	0.133426	3.236278	0.0012
DEFPIB(-3)	0.543828	0.138534	3.925591	0.0001
AR(1)	0.477415	0.077293	6.176678	0.0000
AR(2)	0.548153	0.066298	8.268073	0.0000
AR(7)	-0.265041	0.017607	-15.05318	0.0000
Variance Equation				
C(7)	-6.116114	0.349679	-17.49067	0.0000
C(8)	-0.846109	0.327314	-2.585006	0.0097
C(9)	-0.902940	0.257433	-3.507471	0.0005
C(10)	1.586862	0.300248	5.285163	0.0000
R-squared	0.729760	Mean dependent var		0.178145
Adjusted R-squared	0.628420	S.D. dependent var		0.065916
S.E. of regression	0.040180	Akaike info criterion		-3.992188
Sum squared resid	0.038747	Schwarz criterion		-3.543258
Log likelihood	77.86719	F-statistic		7.201099
Durbin-Watson stat	1.763697	Prob(F-statistic)		0.000052

Fuente: Cálculos del autor.

- $DIPC_t = 0.1919 + 0.4318*DEFPIB_{t-1} + 0.5438*DEFPIB_{t-3} + 0.477*U_{t-1} + 0.548*U_{t-2} - 0.265*U_{t-7}$
- $Log(\sigma^2) = - 6.11- 0.846*ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) - 0.902*ABS(U_{t-2}/\sigma_{t-2}) + 1.58*(U_{t-1}/\sigma_{t-1})$

Gráfico 8.5 Heterocedasticidad ARCH y normalidad de los residuos. 1962-2005

ARCH Test:			
F-statistic	0.010423	Probability	0.919339
Obs*R-squared	0.011092	Probability	0.916123



Fuente: Cálculos del autor.

8.4. El déficit fiscal del gobierno central y el índice de la tasa de cambio real, 1962-2005

La teoría macroeconómica indica que los déficit fiscales producen la necesidad de endeudamiento por parte del gobierno para financiar el mismo déficit: el endeudamiento puede ser interno haciendo que las tasas de interés se eleven lo que podría propiciar una mayor entrada de divisas extranjeras al elevar la revaluación del peso, por otro lado, el endeudamiento externo aumentaría las divisas extranjeras en Colombia llevando a una revaluación del peso y el consecuente déficit en la balanza comercial, es decir, que el déficit fiscal potencialmente genera déficit en la balanza comercial.

En la Tabla 8.8, la prueba de Granger confirma la posibilidad de 95.69%, (100 - 4.31), de que defpib (déficit fiscal/PIB) explique a ditcr después de dos años, es decir, que hay causalidad tipo Granger del déficit fiscal hacia la tasa de cambio real. Johansen encuentra la posibilidad de uno y dos vectores de cointegración en algunas de sus modalidades.

La regresión obtenida es la presentada en la Tabla 8.9 como EGARCH(2,1,1):

- $DITCR = - 0.049 - 1.119*DEFPIB_{t-1} - 1.314 *DEFPIB_{t-3} - 0.596*U_{t-6}$
- $Log (\sigma^2)_t = -1.35 - 0.56*ABS (U_{t-1}/\sigma_{t-1}) - 1.35*ABS (U_{t-2}/\sigma_{t-2}) - 0.52*(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 0.475 *Log (\sigma^2)_{t-1}$

Los coeficientes de defpib, rezagados uno y tres años, afectaron negativamente la tasa de cambio real, esto significa que el aumento del déficit fiscal con respecto al PIB genera una reducción en la tasa de cambio real lo que equivale a una revaluación del peso: un aumento del coeficiente (déficit/PIB) del 1% en el año anterior, redujo el ITCR en un 1.12% y en 1.31% con rezago de tres años, luego el efecto total sobre la revaluación fue del 2.51% aproximadamente.

Tabla 8.8 Pruebas de Granger y Johansen para Defpib y Ditcr

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1962 2005
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DITCR does not Granger Cause DEFPIB	41	2.23956	0.1211
DEFPIB does not Granger Cause DITCR		3.43434	0.0431

Johansen. Samples included observations: 41
Series: DEFPIB DITCR
Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	0	2	0	2
Max-Eig	1	0	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 8.9 Ditcr en función de Defpib. 1962-2005. EGARCH (2,1,1)

Dependent Variable: DITCR
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 1971 2005
Included observations: 35 after adjustments
Convergence achieved after 24 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(5) + C(6)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(7)
*ABS(RESID(-2)/@SQRT(GARCH(-2))) + C(8)*RESID(-1)
/@SQRT(GARCH(-1)) + C(9)*LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.049220	0.009374	-5.250853	0.0000
DEFPIB(-1)	-1.119292	0.341963	-3.273135	0.0011

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

DEFPIB(-3)	-1.314347	0.228575	-5.750186	0.0000
AR(6)	-0.596485	0.037590	-15.86820	0.0000
Variance Equation				
C(5)	-1.354363	0.840593	-1.611200	0.1071
C(6)	-0.560642	0.267457	-2.096199	0.0361
C(7)	-1.351093	0.323917	-4.171113	0.0000
C(8)	-0.521832	0.174282	-2.994193	0.0028
C(9)	0.475178	0.150423	3.158952	0.0016
R-squared	0.393809	Mean dependent var		0.004072
Adjusted R-squared	0.207289	S.D. dependent var		0.095974
S.E. of regression	0.085449	Akaike info criterion		-2.280210
Sum squared resid	0.189842	Schwarz criterion		-1.880264
Log likelihood	48.90368	Hannan-Quinn criter.		-2.142149
F-statistic	2.111346	Durbin-Watson stat		1.691124
Prob(F-statistic)	0.071673			

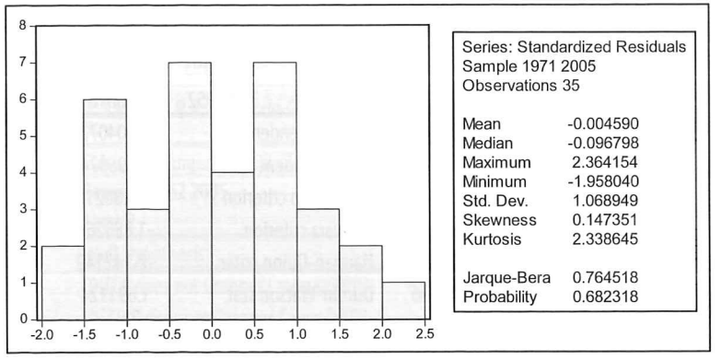
Fuente: Cálculos del autor.

Los indicadores de la regresión corroboran la calidad de los resultados: no hay autocorrelación serial; la prueba F concluye que las regresoras en conjunto son significativas en un 93% aproximadamente; el R-cuadrado ajustado es del 20.72%. La ecuación de la varianza condicional describe la existencia de rezagos en la volatilidad condicional como la significancia de los residuos estandarizados. Esta ecuación tiene un efecto apalancamiento con signo negativo (-0.52) que explica que los agentes participantes en el mercado de divisas reaccionan negativamente ante noticias que informan sobre incrementos en el déficit fiscal del país. El hecho de que la varianza condicional incluya varios tipos de volatilidad en los residuos implica la sensibilidad de la tasa de cambio nominal ante cambios en el índice déficit / PIB.

Finalmente, el Gráfico 8.6 muestra que los residuos tienen una probabilidad del 43.49% de ser homocedásticos Arch y el Jarque-Bera dice que los residuos tienen un 68.23% de probabilidad de configurar una distribución normal.

Gráfico 8.6 Heterocedasticidad ARCH y normalidad de los residuos

ARCH Test:			
F-statistic	0.625340	Probability	0.434892
Obs*R-squared	0.651689	Probability	0.419510



Fuente: Cálculos del autor.

En conclusión, se ha demostrado en una forma sencilla que los continuos déficit fiscales son una de las causas que han generado revaluación del peso a lo largo de 1962-2005, período en el que se dieron los regímenes de devaluación gota a gota y flotación. Durante el primer régimen, el déficit fiscal pudo habre presionado la inflación interna y la consecuente reducción de la tasa de cambio real peso/dólar; en el segundo régimen, al efecto anterior se le suma el incremento de los intereses domésticos que atrae capitales extranjeros que generan la revaluación. Veamos si esto se cumplió en el siguiente aparte.

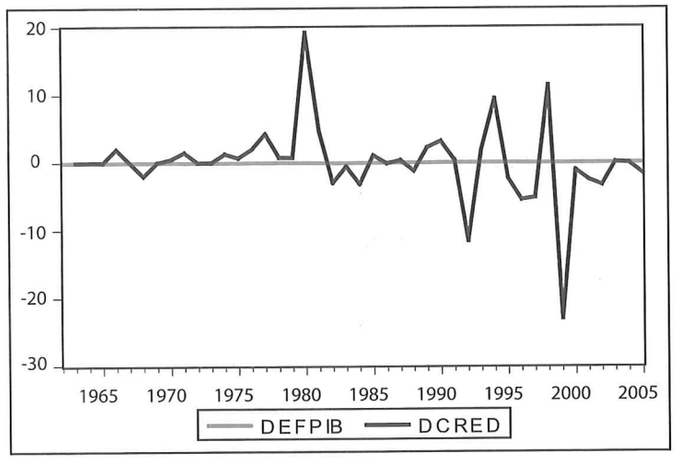
8.5. El déficit fiscal del gobierno central y las tasas de interés, 1962-2005

La teoría macroeconómica analiza la posibilidad de que incrementos en los déficit fiscales puedan estimular alzas en las tasas de interés: dado que el gobierno necesita financiar sus déficit. Este busca préstamos en los mercados financieros, ya sea a través de créditos bancarios o emisiones de bonos. Históricamente, antes de la Constitución de 1991, los gobiernos colombianos conseguían créditos bancarios (sindicate credits) en Estados Unidos y Europa (los famosos créditos Jumbo, Concorde, etc.). Con la Constitución de 1991, se cambiaron los instrumentos de financiación y se pasó a la emisión de bonos en los mercados nacionales (Tes) e internacionales (eurobonos, yankees) ofreciendo a los acreedores el pago de

tasas de interés más altas que las del mercado, es decir, el gobierno siempre entró (y todavía entra) en competencia con las tasas que ofrece el sector financiero, lo cual produce una alza generalizada de las tasas de crédito y rentabilidades en la economía colombiana.

Infortunadamente no hay estadísticas de las tasas de los TES correspondientes a décadas antes de los años noventa por lo que se decidió correr la regresión con las tasas de crédito. El Gráfico 8.7 describe el comportamiento de las variables defpib y dcred; esta última, ya usada con anterioridad, es la primera diferencia de las tasas de crédito. Ambas variables son estacionarias. En la Tabla 8.10, la prueba de Granger señala que defpib no afecta el comportamiento de las tasas de interés, mientras que la de Johansen establece entre uno y dos vectores de cointegración entre las dos.

Gráfico 8.7 Defpib y dcred. 1962-2005



El mejor modelo obtenido fue un MCO, descrito en la Tabla 8.11.

$$DCRED_t = 4.87 + 0.9702*DEFPIB_t + 0.7289*DEFPIB_{t-3} + 0.315*U_{t-4} - 0.665*U_{t-12}$$

Es evidente que la proporción del déficit fiscal con respecto al PIB, actual y rezagado hasta tres años, influyó en el comportamiento de las tasas de crédito: a mayor déficit/PIB mayores tasas de interés de crédito. Los coeficientes tienen signo positivo como es lo esperado. Un incremento del defpib actual en un 1%

produjo un incremento del 0.97% en las tasas de crédito del mismo año. El efecto acumulado en los tres años es la suma de los dos coeficientes (0.9702 + 0.7289 = 1.7), es decir, un aumento de los intereses en 1.7% como resultado del aumento del 1% en el defpib. El R-cuadrado ajustado fue del 23.40%.

Tabla 8.10 Prueba de Granger para Defpib y DCRED

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1962 2005
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DCRED does not Granger Cause DEFPIB	41	3.73704	0.03352
DEFPIB does not Granger Cause DCRED		0.73840	0.48497

Johansen. Included observations: 41
Series: DEFPIB DCRED
Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	2	1	2
Max-Eig	1	1	2	1	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 8.11 MCO para DCRED en función de Defpib. 1962-2005

Dependent Variable: DCRED
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1977 2005
Included observations: 29 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.873059	1.738786	2.802564	0.0099
DEFPIB	0.970299	0.373639	2.596890	0.0158
DEFPIB(-3)	0.728954	0.346347	2.104689	0.0460
AR(4)	0.315500	0.145023	2.175521	0.0397
AR(12)	-0.664982	0.267054	-2.490068	0.0201

R-squared	0.343363	Mean dependent var	-0.162414
Adjusted R-squared	0.233923	S.D. dependent var	7.122719
S.E. of regression	6.234219	Akaike info criterion	6.653569

Continúa en la página siguiente

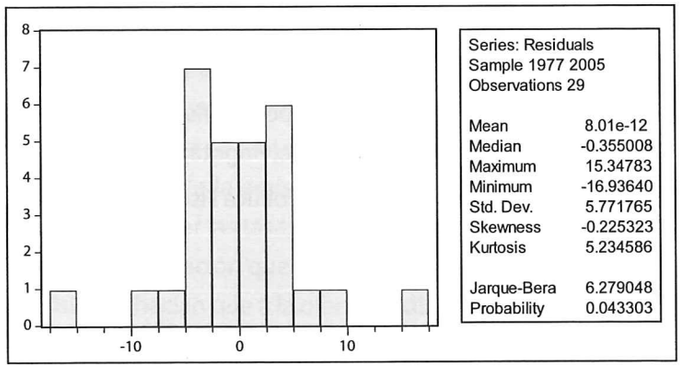
Viene de la página anterior

Sum squared resid	932.7717	Schwarz criterion	6.889310
Log likelihood	-91.47675	Hannan-Quinn criter.	6.727400
F-statistic	3.137462	Durbin-Watson stat	2.483269
Prob(F-statistic)	0.032901		

Fuente: Cálculos del autor.

En cuanto a las pruebas de los residuos, la Tabla 8.12 las resume. Breusch-Godfrey estima la probabilidad de no autocorrelación en 27.94%, o sea que no hay autocorrelación; White confirma la homocedasticidad con una probabilidad del 66.67% y la homocedasticidad arch con una probabilidad del 82.31%. La prueba F aprueba la significancia conjunta de las regresoras con una probabilidad del 96.71%. Finalmente el Gráfico 8.8 muestra que el Jarque Bera da una probabilidad del 4.33% a la normalidad de los residuos, probabilidad un poco inferior al 5% cuando lo requerido es que sea superior al 5%. Si se es flexible en este último aspecto, se puede concluir que los déficit fiscales entre 1962-2005 sí afectaron levemente el nivel de las tasas de interés, con un efecto que perduró entre uno y tres años.

Gráfico 8.8 Normalidad de los residuos



Fuente: Cálculos del autor

Tabla 8.12 Pruebas para residuos de MCO

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.351643	Probability	0.279478
Obs*R-squared	3.173476	Probability	0.204592

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	0.646802	Probability	0.666661
Obs*R-squared	3.574987	Probability	0.612073

ARCH Test:			
F-statistic	0.050994	Probability	0.823109
Obs*R-squared	0.054809	Probability	0.814898

Fuente: Cálculos del autor

Conclusión

Se ha demostrado que la magnitud de los déficit fiscales con respecto al PIB ejercieron una relación directa en el comportamiento de la inflación, la revaluación del peso y en las tasa de crédito. Lo anterior lleva a reflexionar sobre la necesidad de mantener un déficit fiscal controlado, con el fin de lograr la estabilidad macroeconómica.

Bibliografía

Kiguel, Miguel A. (1986). Déficit Fiscal e Inflacion, Desarrollo Económico, Vol. 26, No. 102 (Jul. - Sep.), pp. 255-268. Publicado por el Instituto de Desarrollo Económico y Social.

Junguito; Roberto y Hernán Rincón (2007). La política fiscal de Colombia en el Siglo XX. Universidad Jorge Tadeo Lozano, Bogotá, Agosto.

Hernández Rodríguez, Isidro (2005). Teoría y Política Fiscal. Universidad Externado de Colombia. Bogotá. Abril.

Capítulo 9

Oferta y demanda de dinero. Keynes y Friedman

En macroeconomía siempre se ha debatido si la curva de oferta de dinero se ajusta al modelo clásico o keynesiano que defienden que la oferta de dinero es exógena o endógena respectivamente; entendiendo como exógena una variable fijada tanto por el gobierno nacional como por los mercados extranjeros, y endógena aquella resultante de la interacción de las variables económicas en los mercados, es decir, las que obedecen a funciones económicas. Por supuesto que lo endógeno y lo exógeno cambia de país a país y con las circunstancias, por lo que la experiencia ha enseñado que en realidad se dan ambos. Por ejemplo, antes de 1991 (año de cambios en Colombia tanto de Constitución política como de entrada al modelo neoliberal) tanto en Colombia como en toda Latinoamérica, los gobiernos abusaban de la emisión de dinero con tal de estimular el crecimiento (más que mantener las tasas de interés bajas pues estas eran fijadas) sin ser conocedores de la inflación que generaban en el mediano y largo plazo. Las continuas emisiones hacían que a la oferta de dinero se le considerara exógena, pero también es cierto que los bancos siempre han estado dispuestos a conceder más crédito cuando las tasas de interés han subido, lo que hace pensar que la oferta de dinero es endógena. En vista de que el dinero ha sido y es exógeno y endógeno, se pretende construir regresiones que demuestren cómo fue la relación entre la oferta de dinero y las tasas de interés para el crédito, tanto en términos nominales como reales y ver qué tan endógenas o exógenas fueron. En el aparte 9.1 se trabaja con variables nominales y en el 9.2 con variables reales o deflactadas.

9.1. La oferta nominal de dinero y las tasas nominales de interés, 1980-2007

Las definiciones de oferta de dinero, ***M1***, ***M2***, ***M3*** y ***M4*** usadas en esta primera sección son tomadas de la página web del Banco de la República, e incluyen la redefinición de cuentas publicada por el mismo en junio de 1995.[1] Debido a la redefinición de dinero que se hizo, y a partir de la publicación de ***M3*** por parte del Banco a partir de enero de 1982, se prefirió usar ***M3*** para la regresión ya que abarca una mayor variedad de títulos que son afectados por las tasas de interés del mercado, sin embargo, se hicieron unas exploraciones con ***M1*** y ***M2***. Recuérdese que, como se vio en el capítulo de la inversión privada, las tasas de interés fueron fijadas o intervenidas fuertemente por el gobierno hasta comienzos de los años setenta cuando se instituyó el UPAC.

Para ***M1*** y ***M2*** se tomaron los datos mensuales desde enero de 1980 hasta septiembre de 2008 y para ***M3*** a partir de enero de 1982 hasta septiembre de 2008 (347 observaciones). Las series (ver archivos CD), ***M1***, ***M2*** y ***M3***, se transformaron en logaritmos (***lm1***, ***lm2***, ***lm3***) y se obtuvieron las primeras diferencias logarítmicas anuales o tasas compuestas continuas anuales, por ejemplo, $DM_t = LM1_t - LM1_{t-12}$, es la tasa de cambio anual de ***M1***, para cada mes, pudiéndose comparar con ***dcred***, **la tasa nominal de crédito** mensual que se expresa en términos anuales. Inicialmente. La Tabla 9.1 resume las correlaciones entre las tres variables. La correlación de dcred con ***dm1*** y ***dm3*** es negativa y positiva, respectivamente. La Tabla 9.2 muestra las tablas ERS con la estacionariedad de ***dcred*** y ***dm1***, excepto ***dm3***.

1 Banco de la República. Revista Junio de 1995. Redefiniciones de Dinero.

- Con relación a la redefinición de M1: M1= ER+CC. La anterior fórmula indica que el M1 redefinido corresponde a la suma entre el efectivo redefinido (ER) y las cuentas corrientes (CC) en el sistema bancario. La diferencia entre el M1 redefinido y el M1 anterior radica únicamente en el cálculo del efectivo. El efectivo redefinido excluye los billetes y monedas en poder de las entidades financieras no bancarias, así como los depósitos de estas entidades en el BR.
- M2= M1 + CUASIDINEROS
- M3 = M2 + depósitos fiduciarios de los bancos comerciales y un rubro del pasivo de estos intermediarios denominado "otros depósitos a la vista"
- M4 = M3 redefinido más Bonos públicos y las aceptaciones bancarias.

Tabla 9.1 Correlaciones de dcred con dm1 y dm3

	DCRED	DM1	DM3
DCRED	1.000000	-0.172385	0.268407
DM1	-0.172385	1.000000	0.530846
DM3	0.268407	0.530846	1.000000

Tabla 9.2 Prueba estacionariedad ERS para dcred, dm1 y dm3

Null Hypothesis: DCRED has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 12 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=15)
Sample (adjusted): 13 300
Included observations: 288 after adjustments

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		4.049888
Test critical values:	1% level	4.010400
	5% level	5.642400
	10% level	6.873200

Null Hypothesis: DM1 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag length: 13 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=15)
Sample (adjusted): 13 300
Included observations: 288 after adjustments

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		2.842875
Test critical values:	1% level	1.945200
	5% level	3.209600
	10% level	4.396000

Null Hypothesis: DM3 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag length: 12 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=15)
Sample (adjusted): 13 300
Included observations: 288 after adjustments

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		12.89838
Test critical values:	1% level	1.945200
	5% level	3.209600
	10% level	4.396000

Fuente: Cálculos del autor

En la Tabla 9.3, según Granger, ***dcred*** sí causa Granger a ***dm1*** pero no a ***dm3***; ***dm1*** y ***dm3*** no causan Granger a ***dcred***; la prueba de Johansen detecta más vectores

de cointegración entre ***dcred*** y ***dm1*** que entre ***dcred*** y ***dem3***. Granger y Johansen coinciden con la tabla de correlaciones en que aparentemente la relación de ***dcred*** con ***dm1*** es más factible que con ***dm3***.

Tabla 9.3 Granger y Johansen para dcred, dm1 y dm3

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1 300
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DCRED does not Granger Cause DM1	283	4.56468	0.0005
DM1 does not Granger Cause DCRED		1.74221	0.1251

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1 300
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DCRED does not Granger Cause DM3	283	0.92080	0.4679
DM3 does not Granger Cause DCRED		1.43404	0.2121

Johansen test
Sample: 1 300
Included observations: 283
Series: DM1 DCRED
Lags interval: 1 to 4

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	2	2	2
Max-Eig	1	1	2	2	2

Johansen test
Sample: 1 300
Included observations: 283
Series: DM3 DCRED
Lags interval: 1 to 4

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	1	2
Max-Eig	1	1	1	1	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: Cálculos del autor.

En efecto, se corrieron regresiones de ***dcred*** con ***dm1*** y ***dm3***, en ambas direcciones:

1. ***DCRED*** en función de ***dm1*** y ***dm3***, pensando en la posibilidad de que aumentos en la oferta de dinero puedan producir reducciones en las tasas de interés, es decir, se espera que el coeficiente de dm tenga signo negativo.
2. ***dm1*** y ***dm3*** en función de ***dcred***, como la curva de oferta de dinero: a mayor tasa, mayor disponibilidad de los bancos para dar créditos; se espera que el coeficiente de dcred sea positivo.

Las regresiones entre ***dcred*** y ***dm3*** no fueron satisfactorias en ninguna de las direcciones pues los signos de los coeficientes fueron opuestos a la lógica descrita anteriormente, además de que los residuos no cumplieron todos los supuestos. Las regresiones entre ***dcred*** y ***dm1***, Tabla 9.4 y Tabla 9.5 fueron mejores, como lo habían anticipado las correlaciones, Granger y Johansen.

Tabla 9.4 Curva de oferta: dm1 en función de dcred. EGARCH(1,1,0)

Dependent Variable: DM1
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 51 300
Included observations: 250 after adjustments
Convergence achieved after 17 iterations
Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(8) + C(9)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(10) *LOG(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	19.93753	2.465439	8.086807	0.0000
DCRED(-24)	0.315209	0.065908	4.782559	0.0000
AR(1)	0.642299	0.051903	12.37504	0.0000
AR(2)	0.152913	0.057943	2.639032	0.0083
AR(3)	0.270892	0.045166	5.997733	0.0000
AR(10)	-0.337112	0.036671	-9.192911	0.0000
AR(14)	0.213408	0.032911	6.484402	0.0000
Variance Equation				
C(8)	2.673816	0.339776	7.869353	0.0000
C(9)	0.451266	0.110396	4.087695	0.0000
C(10)	-0.629776	0.125120	-5.033375	0.0000

R-squared	0.899950	Mean dependent var	19.97532
Adjusted R-squared	0.897480	S.D. dependent var	8.252681
S.E. of regression	2.642405	Akaike info criterion	4.769440
Sum squared resid	1696.700	Schwarz criterion	4.910298

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Log likelihood	-586.1800	Hannan-Quinn criter.	4.826131
Durbin-Watson stat	1.844599		

Fuente: Cálculos del autor.

Note que para la primera regresión, **curva de oferta de dinero,** ***dm1*** en función de dcred, cumplió con todas las pruebas, mientras que la segunda, ***dcred*** en función de ***dm1***, a pesar de ***dm1*** tener el signo correcto, sus residuos no cumplen con la distribución normal, por la que se descarta esta regresión y se concluye que **cambios en la oferta de dinero M1 no afectan las tasas de interés.** Los lectores encuentran en los archivos Eviews del CD todas las regresiones.

Tabla 9.5 Regresión dcred en función de dm1

Dependent Variable: DCRED
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 26 300
Included observations: 275 after adjustments
Convergence achieved after 21 iterations
Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(7) + C(8)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(9) *LOG(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.843400	0.732783	1.150954	0.2498
DM1	-0.048686	0.019332	-2.518342	0.0118
AR(1)	1.025526	0.035798	28.64730	0.0000
AR(5)	-0.077572	0.034392	-2.255543	0.0241
AR(12)	-0.441260	0.071741	-6.150754	0.0000
AR(13)	0.399380	0.062328	6.407701	0.0000
Variance Equation				
C(7)	-0.252103	0.075210	-3.351998	0.0008
C(8)	0.337289	0.106552	3.165481	0.0015
C(9)	0.983976	0.014224	69.17850	0.0000

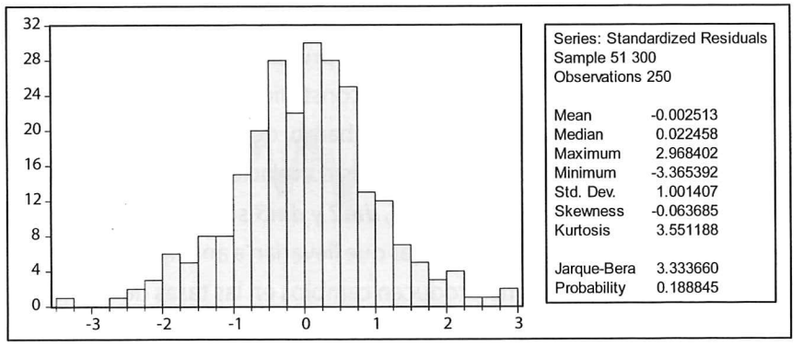
R-squared	0.935641	Mean dependent var	-1.333344
Adjusted R-squared	0.934444	S.D. dependent var	6.176153
S.E. of regression	1.581332	Akaike info criterion	3.263983
Sum squared resid	672.6640	Schwarz criterion	3.382350
Log likelihood	-439.7977	Hannan-Quinn criter.	3.311487
Durbin-Watson stat	2.042540		

Fuente: Cálculos del autor.

Concentrándonos en la curva de oferta de la Tabla 9.4 el R-cuadrado ajustado es del 89.75%, el coeficiente dcred rezagado veinticuatro meses, es significativo y tiene el signo positivo; un incremento del 1% en la tasa nominal de créditos (de hace 24 meses) produce un aumento en la oferta de dinero (créditos) de aproximadamente, 0.315%. Además, hay residuos rezagados hasta catorce meses que recogen información sobre ajustes y sobre otras variables diferentes de dcred que afectan la oferta de dinero y que no están detalladas en la regresión. También se dio la ecuación de la varianza condicional sin efecto apalancamiento. El Gráfico 9.1, muestra que los residuos de la EGARCH tienen probabilidad de homocedasticidad en un 86.75% y probabilidad de distribución normal en un 18.9%. En conclusión. a pesar de que la regresión es válida, no se puede afirmar que la oferta de dinero dependa fuertemente del comportamiento de las tasas de crédito pues el efecto de ésta presenta un rezago de dos años; hay fuerte evidencia acerca de otras variables (representadas en los residuos rezagados) que determinan la oferta. La relación entre la oferta de dinero y las tasas de crédito en términos nominales es débil por lo que se puede decir que la oferta de dinero en Colombia se comporta tal como lo plantea el modelo clásico, considerando a la oferta de dinero como variable exógena y con un curva totalmente inelástica (pendiente infinita).

Gráfico 9.1 Prueba de heretocedasticidad ARCH y normalidad residuos

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.027885	Prob. F(1,247)	0.8675
Obs*R-squared	0.028108	Prob. Chi-Square(1)	0.8669



Fuente: Cálculos del autor.

9.2. La oferta real de dinero y las tasas reales de interés, 1980-2007

Las series (Ver archivos CD), ***M1***, ***M2*** y ***M3***, fueron **deflactadas** a precios de 1975 y se convirtieron en ***M1r***, ***M2r*** y ***M3r***; se transformaron en logaritmos (***lm1r***, ***lm2r***, ***lm3r***) y se obtuvieron las primeras diferencias logarítmicas anuales o tasas compuestas continuas anuales, por ejemplo, $DM_t = LMR1_t - LMR1_{t-12}$, es la tasa de cambio anual de ***M1*** deflactada, para cada mes, pudiéndose comparar con, ***dcred***, la tasa real de crédito mensual que se expresa en términos anuales, ya estudiada en capítulos anteriores.

Tabla 9.6 Estacionariedad ERS: dm1, dm2 y dm3 reales. 1980.01-2008.09

Variable	Significancia	PP (5%) Valor-p	Orden Integr	ERS(5%) P-estad.	Orden Integr
Dm1	Intercepto y tendencia	0.0146	I(0)	3.469	I(0)
Dm2	Intercepto y tendencia	0.0978	I(1)	9.988	I(>1)
Dm3	Intercepto y tendencia	0.1847	I(1)	14.078	I(1)

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 9.7 Correlaciones entre DCRED real, DM1, DM2 y DM3 real

	DCRED	DM1	DM2	DM3
DCRED	1.000000	0.029396	0.077282	0.092835
DM1	0.029396	1.000000	0.386063	0.275860
DM2	0.077282	0.386063	1.000000	0.935699
DM3	0.092835	0.275860	0.935699	1.000000

Fuente: Cálculos del autor.

La Tabla 9.6 muestra los resultados de la prueba Phillips-Perron y ERS para ***dm1***, ***dm2*** y ***dm3***, diferencias logarítmicas construidas porque las series en logaritmos no resultaron estacionarias, sin embargo, de las diferencias solamente ***dm1*** es estacionaria. La Tabla 9.7 presenta las correlaciones entre las tres series: es decir, la correlación de ***dcred*** con ***dm1***, ***dm2*** y ***dm3*** son 2.93%, 7.72% y 9.28% respectivamente, correlaciones muy bajas que llevarían a anticipar que crecimientos en la oferta de dinero real no producen cambios en las tasas de crédito reales y viceversa. De todos modos se continúa con el proceso establecido: Granger, Johansen y regresiones.

Tabla 9.8 Pruebas de Granger entre dcred, dm1, dm2 y dm3

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1 347
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DCRED does not Granger Cause DM1	328	1.50086	0.1891
DM1 does not Granger Cause DCRED		1.32466	0.2533

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1 347
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DM2 does not Granger Cause DCRED	295	3.00589	0.0116
DCRED does not Granger Cause DM2		0.84376	0.5196

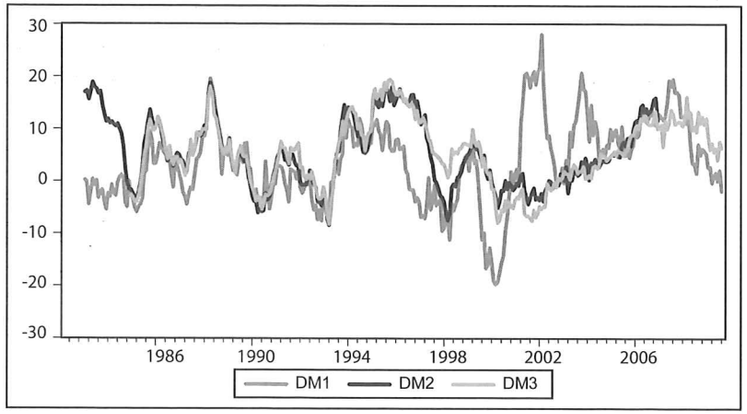
Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1 347
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DM3 does not Granger Cause DCRED	304	0.52112	0.7603
DCRED does not Granger Cause DM3		1.65878	0.1445

Fuente: Cálculos del autor.

La Tabla 9.8 muestra las pruebas de Granger con la tasa de crédito real, ***dcred***. Aparentemente solo ***dm2*** causa Granger a dcred y dcred no causa Granger a ***dm***. La prueba de Johansen, Tabla 9.9, mostró para ***M1***, ***M2*** y ***M3*** la existencia de dos vectores de cointegración con dcred, es decir, que hay relaciones entre las variables que llevan a equilibrios de largo plazo.

Gráfico 9.2 DM1, DM2 y DM3 deflactadas. Enero 1982-Septiembre 2008



El Gráfico 9.2 deja ver que ***dm1*** ha sido más volátil que ***dm2*** y ***dm3***, sin embargo, su volatilidad es más frecuente, de corto plazo, haciéndola estacionaria en el largo plazo, mientras que las otras presentan cambios muy duraderos en el largo plazo, por lo que no son estacionarias. ***Dm2*** y ***dm3*** se mueven muy juntamente, dado que ambas incluyen títulos que se negocian en el sistema financiero que son alterados por las rentabilidades del mercado. La desventaja de ***dm1***, a pesar de ser estacionaria, es que no incluye títulos financieros. Ante la incertidumbre de no saber cuál es la mejor, se recurre a las regresiones para seleccionar la de más impacto sobre dcred.

Inicialmente se corrió una regresión con dcred como variable dependiente de ***dm3***; se ensayó con una diversidad de métodos econométricos y no se obtuvo una sola en que ***dm3***, actual o rezagada, explique el comportamiento de las tasas de crédito por lo que se puede concluir que éstas dependieron de otros factores tales como expectativas inflacionarias, tasas de intervención del Banco de la República, tasas extranjeras, estructura oligopólica de la banca, la atadura de la UPAC a la DTF, la fijación de una tasa de interés alta con el fin de evitar la salidad de divisas del país, etc. En conclusión, ***DM3*** no afectó las tasas de crédito.

Tratando de explicar lo contrario, el efecto de las tasas reales de crédito sobre la oferta de dinero real, corresponde a la curva de **oferta de dinero**. Se exploró con diferentes modelos y el mejor fue un MCO descrito en la Tabla 9.10 en el que los coeficientes de dcred, rezagados uno y dos meses fueron significativos al nivel del 10% y con el esperado signo positivo: a mayor tasa real de interés, los bancos estarían dispuestos a ofrecer más crédito real, dando origen a una curva de pendiente positiva. Como los coeficientes suman 0.20%, se podría decir que un aumento de las tasas reales de crédito en 1% (en los últimos dos meses) hizo que la oferta real de dinero aumentara en promedio un 0.20% para el período 1980-2008.

Tabla 9.9 Pruebas de Johansen para dcred, dm1, dm2 y dm3

Johansen. Sample: 1 347
Included observations: 328
Series: DM1 DCRED
Lags interval: 1 to 4

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

Sample: 1 347
Included observations: 295
Series: DCRED DM2
Lags interval: 1 to 4

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

Sample: 1 347
Included observations: 304
Series: DCRED DM3
Lags interval: 1 to 4

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	1	2
Max-Eig	2	2	2	1	2

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 9.10 MCO para DM3 en función de DCRED

Dependent Variable: DM3
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 50 345
Included observations: 296 after adjustments
Convergence achieved after 8 iterations
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.750832	2.777463	2.070534	0.0393
DCRED(-1)	0.092994	0.053480	1.738874	0.0831
DCRED(-2)	0.112976	0.061318	1.842473	0.0664
AR(1)	0.999917	0.019198	52.08464	0.0000
AR(10)	-0.100687	0.057426	-1.753341	0.0806
AR(11)	0.180752	0.076879	2.351138	0.0194
AR(12)	-0.523280	0.072261	-7.241560	0.0000
AR(13)	0.409866	0.051913	7.895252	0.0000

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

R-squared	0.938713	Mean dependent var	5.553814
Adjusted R-squared	0.937224	S.D. dependent var	6.330998
S.E. of regression	1.586242	Akaike info criterion	3.787268
Sum squared resid	724.6554	Schwarz criterion	3.887007
Log likelihood	-552.5156	Hannan-Quinn criter.	3.827202
F-statistic	630.1766	Durbin-Watson stat	2.023470
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Cálculos del autor.

Los coeficientes de dcred no son significativos al 95%. La regresión a pesar de tener un R-cuadrado de 93.72%, sin autocorrelación serial ni heterocedasticidad alguna, sus residuos no son normales, como se observa en la Tabla 9.11 y en el Gráfico 9.3, violándose un supuesto básico de toda regresión, pues al no ser estos normales, los coeficientes de la regresión no son confiables por su potencial volatilidad. Esto técnicamente niega la relación entre las dos variables y hacen inútil la regresión. Parece que para el período entre enero de 1982 y septiembre de 2008 no hubo una relación estadísticamente significativa entre la oferta real de dinero y las tasas reales de interés, que confirman lo visto anteriormente en la Tabla 9.7, que muestra las bajísimas correlaciones entre la oferta de dinero y las tasas de crédito.

Lo anterior lleva a pensar que la oferta real de dinero fue inelástica, tal como lo describe el modelo clásico sobre la oferta de dinero, una oferta de dinero exógenamente determinada por cualquier otra razón diferente del comportamiento de las tasas de créditos. En lo que respecta a la técnica econométrica queda claro que Johansen visualiza relaciones de muy largo plazo, pero no capta las irregularidades de corto plazo entre las variables.

Tabla 9.11 Pruebas para residuos de MCO, dm3 y decred

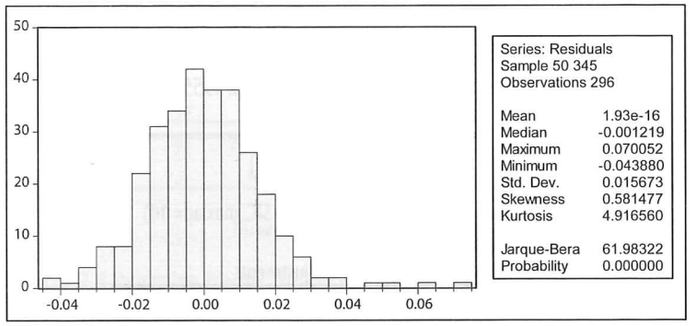
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.036546	Prob. F(2,286)	0.9641
Obs*R-squared	0.075628	Prob. Chi-Square(2)	0.9629
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.755818	Prob. F(2,293)	0.4705
Obs*R-squared	1.519276	Prob. Chi-Square(2)	0.4678
Scaled explained SS	2.816521	Prob. Chi-Square(2)	0.2446

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.745416	Prob. F(1,293)	0.3886
Obs*R-squared	0.748599	Prob. Chi-Square(1)	0.3869

Gráfico 9.3 Pruebas para residuos de MCO, dm3 y decred



Fuente: Cálculos del autor.

En conclusión, en los apartes 9.1 y 9.2 se ha visto que la oferta de dinero, período 1980-2008, en términos nominales y reales, fue inelástica o insensible a cambios en las tasas de interés (similar al modelo clásico). Por otro lado, las tasas de interés nominales y reales tampoco fueron determinadas por la oferta nominal y real de dinero, lo que permite sospechar que las tasas de interés de crédito dependieron de otros factores tales como expectativas inflacionarias, tasas de intervención del Banco de la República, tasas extranjeras, estructura oligopólica de la banca, la atadura de la UPAC a la DTF, la fijación de una tasa de interés alta con el fin de evitar la salida de divisas del país, etc.

9.3. Relación entre dinero e inflación en el corto y largo plazo. El monetarismo[2] 1955-2006

¿Habrá tenido la inflación colombiana causas monetaristas durante enero de 1955 y septiembre de 2006? Los datos son trimestrales pero se generaron series con tasas de cambio anuales para cada timestre. Como oferta de dinero se tomó

2 Friedman, Milton (1968). The Role of Monetary Policy. American Economic Review 58. Pág 1–17. Marzo.

M1 (nominal) porque su definición no ha cambiado desde entonces mientras que las definiciones de ***M2*** y ***M3*** sí, ya que gradualmente han incluido nuevos títulos financieros. ***M1*** se transformó en logartimos (***lm1***), igualmente se obtuvo el logaritmo del IPC, (***lipc***), correspondiente a cada trimestre. Estas dos series no son estacionarias y necesitaron una diferenciación logarítmica para lograr la estacionariedad: $dm = lm1_t - lm1_{t-4}$, similarmente, $dp = lipc_t - lipc_{t-4}$. Recuérdese que para 1955 no había publicaciones de ***M3***.

Tabla 9.12 Estacionariedad ERS para dm y dp. 1955.01-2006.09

Null Hypothesis: DM has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 4 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=14)
Sample (adjusted): 1955Q1 2006Q3
Included observations: 207 after adjustments

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		5.172359
Test critical values:	1% level	4.046850
	5% level	5.658600
	10% level	6.861050

Null Hypothesis: DP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 4 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=14)
Sample (adjusted): 1955Q1 2006Q3
Included observations: 207 after adjustments

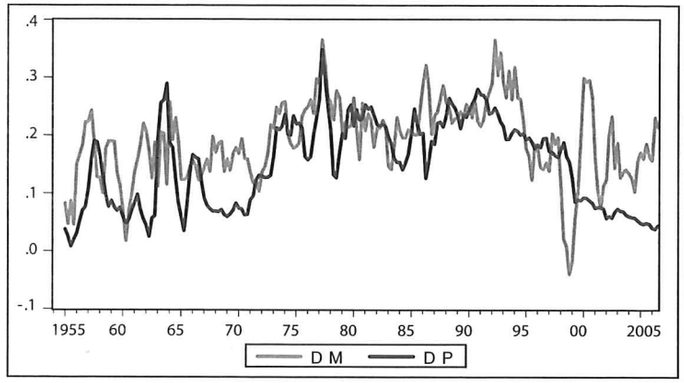
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		19.00745
Test critical values:	1% level	4.046850
	5% level	5.658600
	10% level	6.861050

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

Fuente: Cálculos del autor

La Tabla 9.12 muestra las características de ***dm*** y ***dp***. Mientras que dm es estacionaria, al nivel del 5%, ***dp*** no lo es ni al nivel del 10%. No tiene sentido práctico hacer más diferenciaciones para ***dp*** desde un punto de vista de interpretación económica, además, observe que mayores diferenciaciones de ***dp*** llevan a series menos estacionarias.

Gráfico 9.4 DM y DP entre 1955.T1 y 2006.T3



Fuente: Cálculos del autor.

El Gráfico 9.4 permite hacer una comparación entre las primeras diferencias del logartmo de ***M1*** y del logaritmo del IPC, es decir, tasas anuales compuestas continuas para cada trimestre. Nótese cómo en las décadas de los años setenta y ochenta hay trimestres en que ambas variables se mueven en la misma dirección mientras que en otros se mueven en dirección contraria y la relación se rompe definitivamente en los comienzos de los noventa hasta el 2006. Mientras parece incrementarse la cantidad de dinero desde el año 2000 hasta el 2006, la inflación cae. Para captar ese cambio que aparentemente coincide con el comienzo de la apertura económica en 1991, se usó una **dicotómica** (0, para 1955-1991; 1 para 1992-2006) que no resultó ser significativa.

La Tabla 9.13 presenta las pruebas de Granger y Johansen para ***DM*** y ***DP***. Granger muestra que hay una causalidad unidireccional de ***DM*** hacia ***DP*** a partir del trimestre actual hasta el noveno; Johansen halla dos vectores de cointegración entre las dos variables para todas las modalidades de la prueba.

Para las regresiones, se ensayaron modelos tipo VAR (vectores autorregresivos), especialmente VECM (modelos de corrección de errores vectoriales); debido a que la variable "***dp***" no es estacionaria. Es importante incluir un vector de cointegración que explique como el desequilibrio entre las variables es corregido cada trimestre. Sin embargo, los resultados de los modelos no fueron satisfactorios pues aunque algunos sí eran estables (raíces menores que uno), no fue evidente el impacto de la oferta de dinero sobre la inflación, además, sus residuos conjuntamente (de las

dos regresiones) presentaron autocorrrelación serial, heterocedasticidad y fallaron en la prueba de distribución normal. Ver archivos Eviews.

De todas las regresiones ensayadas, la mejor fue un EGARCH (1,1,1), Tabla 9.14. Este modelo presenta una varianza condicional de los residuos con todos los elementos significativos. Seguramente se debe al impacto de la memoria de largo plazo que guarda la inercia inflacionaria.

Tabla 9.13 Pruebas de Granger y Johansen para DP y DM

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1954Q1 2006Q3
Lags: 9

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DP does not Granger Cause DM	198	1.37445	0.20266
DM does not Granger Cause DP		2.32887	0.01670

Johansen. Sample: 1954Q1 2006Q3
Included observations: 202
Series: DM DP
Lags interval: 1 to 4

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	2	1	2
Max-Eig	1	1	2	1	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Se rezagó la variable dm hasta cuarenta trimestres, porque ensayos con menos trimestres no llevaron a regresiones válidas. Los coeficientes de ***dm*** tienen signo positivo por lo que se establece una relación directa entre cantidad de dinero e inflación. Solo fueron significativos (90% nivel de confianza) los rezagos de 12 y 28 trimestres, (3 y 7 años respectivamente), además del residuo rezagado 19 trimestres, implicando la existencia de fuerte autocorrelación serial. Sin embargo, los coeficientes no son significativos en un nivel del 5% sino del 10% (el estadístico *z*, está por debajo de 1.96). Se podría afirmar que un incremento actual de la tasa de crecimiento de la oferta de dinero pudo impactar la tasa de crecimiento de los precios dentro de tres años, pero su efecto pudo durar hasta siete años después. Interpretando y sumando los coeficientes, se diría que un incremento del 1% trimestral en la oferta de dinero produjo aumentos en los precios del 0.06%

trimestral en un lapso que tomó entre tres y siete años, efecto muy bajo pero sin duda existente. Lo anterior confirma que un crecimiento acelerado de los medios de pago no se haría sentir inmediatamente en los precios, pero sí en el largo plazo. Fíjese que el altísimo R-cuadrado ajustado del 91.20% puede ser engañoso: este no se debe a que los cambios en los precios estén explicados por el crecimiento del dinero, sino a que los residuos de la regresión han sido modelados con una ecuación de varianza condicional que capta su volatilidad; lastimosamente, los residuos en este caso corresponden a variables diferentes del dinero. El bajo valor de los coeficientes lleva a pensar que la inflación en Colombia, para el período analizado, tuvo principalmente orígenes diferentes a la expansión monetaria, factores estructurales por ejemplo. La misma gráfica confirma que, a partir de 1992, mientras dm fluctuó bastante y en unos trimestres creció cerca del 3% anual, la inflación bajó continuamente como si no guadaran conexión alguna. La ecuación de la varianza condicional indica la alta volatilidad del proceso; todos los signos positivos excepto el del intercepto.

Tabla 9.14 EGARCH(1,1,1) para DP en funciòn de DM. 19955T1-2006T3

Dependent Variable: DP
Method: ML - ARCH
Sample (adjusted): 1966Q4 2006Q3
Included observations: 160 after adjustments
Convergence achieved after 34 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(7) + C(8)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(9)
*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(10)*LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.046663	0.140274	-0.332655	0.7394
DM(-28)	0.036004	0.019343	1.861311	0.0627
DM(-12)	0.020656	0.011876	1.739306	0.0820
AR(1)	1.028543	0.032175	31.96704	0.0000
AR(4)	-0.068656	0.033324	-2.060258	0.0394
AR(19)	0.025663	0.013241	1.938156	0.0526
Variance Equation				
C(7)	-0.753556	0.217378	-3.466567	0.0005
C(8)	0.431063	0.136348	3.161483	0.0016
C(9)	0.264835	0.085668	3.091398	0.0020
C(10)	0.952823	0.022336	42.65880	0.0000

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

R-squared	0.916963	Mean dependent var	0.163740
Adjusted R-squared	0.911980	S.D. dependent var	0.072292
S.E. of regression	0.021448	Akaike info criterion	-5.360672
Sum squared resid	0.069001	Schwarz criterion	-5.168473
Log likelihood	438.8537	Hannan-Quinn criter.	-5.282627
F-statistic	184.0461	Durbin-Watson stat	1.622494
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Cálculos del autor.

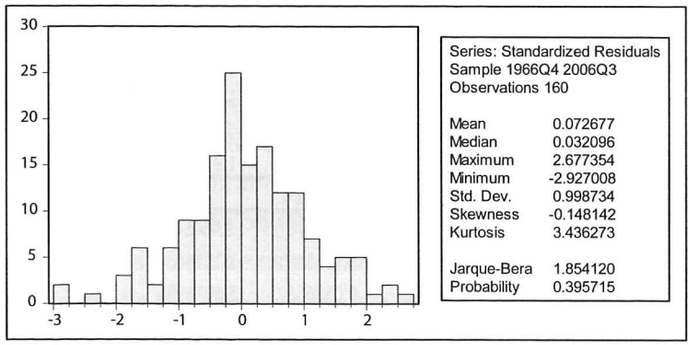
Las ecuaciones de la regresión son:

- $DDP = -0.046 + 0.0206*DM_{t-12} + 0.036*DM_{t-28} + 1.028*U_{t-1} - 0.0686*U_{t-4} + 0.0256*U_{t-19}$
- $Log(\sigma^2) = -0.753 + 0.431*ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 0.264*(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 0.952*Log(\sigma^2)_{t-1}$

Los demás estadísticos de la regresión cumplen con los supuestos teóricos: no hay autocorrrelación serial, prueba F aceptando hipótesis alternativa en un 100%; el Schwarz de esta regresión fue el menor entre los de otras regresiones. El Gráfico 9.5 muestra que se ha logrado la homocedasticidad arch con un 90.83% de probabilidad, finalmente, los residuos tienen un 39.5% de probabilidad de conformar una distribución normal de acuerdo con el Jarque-Bera (Curtosis muy cercana a 3.0 y asimetría bastante cercana a cero).

Gráfico 9.5 Normalidad de los residuos del EGARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.013303	Prob. F(1,157)	0.9083
Obs*R-squared	0.013471	Prob. Chi-Square(1)	0.9076



Fuente: Cálculos del autor.

La regresión anterior pone de manifiesto que la inflación en Colombia no ha sido esencialmente un problema monetario ni en el corto ni en el largo plazo, sin embargo, el crecimiento monetario puede generar una baja presión inflacionaria en el largo plazo, lo que justifica que el Banco de la República vigile por el cumplimiento de las metas inflacionarias (exigido por la Constitución).[3 y 4] Obviamente, la lucha contra la inflación requiere complementar el control monetario con programas por el lado de la oferta agregada. Se debe entender entonces que su labor de control monetario para luchar contra la inflación se da en forma preventiva.

9.4. La demanda de dinero keynesiana,[5] 1925-2007 (datos anuales)

La teoría keynesiana de la demanda de dinero establece que la demanda de saldos reales (o dicho de otra forma, la demanda de efectivo o liquidez, en términos reales o deflactado) depende directamente del nivel de ingreso (demanda motivo transacción y precaución) e inversamente de las tasas de interés (demanda motivo especulación). Esto se puede representar en la ecuación:

$Md = k(y) - h(i)$, donde Md es la demanda de dinero; Y, es el nivel de ingreso; i, representa a las tasas de interés.

Las variables a usar en esta sección ya han sido estudiadas con anterioridad, por lo que se sabe que todas son estacionarias, sin embargo, en la Tabla 9.16 resume los resultados de la prueba ERS las cuales corroboraron la estacionariedad de todas las series para el período 1925-2007. Las series se construyeron así:

- *dyr* = primera diferencia o cambio en la tasa de crecimiento del PIB real colombiano.
- *ddepo* = primera diferencia o cambio en la tasa real de depósitos.
- *dm1* = primera diferencia logarítmica de la oferta real de dinero M1
- *dm2* = primera diferencia logarítmica de la oferta real de dinero M2

3 Ley 31. Ley Orgánica del Banco de la República. 29 de diciembre de 1992.

4 Constitución Política de Colombia 1991. Título XII. Del Régimen Económico y de la Hacienda Pública Capítulo 6. De la Banca Central.

5 Keynes, John Maynard (1936). The General Theory of Emplyment, Interest and Money. McMillan and Co.

La Tabla 9.15 muestra las correlaciones entre las variables. Nótese que usar ***dm1*** o ***dm2*** es indiferente, dada la altísima correlación; la correlación inversa entre ***ddepo*** y ***dyr***.

Tabla 9.15 Correlaciones entre dyr, dm1, dm2 y ddepo. 1925-2007

	dyr	dm2	dm1	ddepo
dyr	1.000000	0.304250	0.375655	-0.141169
dm2	0.304250	1.000000	0.914897	0.302683
dm1	0.375655	0.914897	1.000000	0.208910
ddepo	-0.141169	0.302683	0.208910	1.000000

Fuente: Cálculos del autor.

Para escoger entre ***dm1*** y ***dm2*** se usó la prueba de Granger, Tabla 9.17: hay causalidad bidireccional entre ***dyr*** y ***dm1***, como también entre ***dyr*** y ***dm2*** pero el conjunto ***dyr-dm1*** presenta mejores resultados aunque la diferencia es muy pequeña, así que de ahora en adelante se sigue trabajando con ***dm1***. La prueba de Johansen, Tabla 9.18, también es positiva pues muestra la existencia de dos vectores de cointegración entre ***dyr*** y ***dm1***.

El objetivo fue construir una curva de demanda de dinero para 1925-2007. Cayendo en cuenta que desde la década de los años veinte hasta finales de los años sesenta las tasas de depósitos permanecieron fijas durante varios intervalos, se usó una dicotómica (serie ***d1*** en archivo) con punto de quiebre en 1967 (0 para 1925-67; 1 para 1968-2007) pero no resultó significativa. No se pudo construir una regresión válida para 1925-1967, por lo que se trató una para 1968-2007 detallada en la Tabla 9.19. La variable dependiente es dm1 en función de ***dyr*** y ***ddepo***. La regresión presentó una varianza condicional tipo EGARCH(1,1,0). La ecuación de demanda de dinero para 1968-2007 es entonces:

- $DM1_t = 2.628 + 2.122*DYR_t - 0.2047*DDEPO_t - 0.1409*DDEPO_{t-4}$
- $Log\ \sigma^2_t = 4.166 + 1.306*ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) - 0.716*log\ \sigma^2_{t-1}$

La ecuación de demanda cumple los requisitos teóricos: signo positivo para la variable del ingreso real (a mayor ingreso mayor demanda por liquidez real o saldos reales) y signo negativo para la tasa real de interés para depósitos (a mayor tasa de interés, mayor es el costo de oportunidad de tener efectivo, por lo tanto se reduce la tenencia de saldos reales, es decir, se demanda menos dinero o efectivo o liquidez).

Tabla 9.16 Estacionariedad ERS para ddepo, dm1, dm2 y dyr. 1928-2007

Variable	Significancia	ERS(5%) P-estadís	Integridad
dm1	Intercepto y tendencia	2.3905	I(0)
dm2	Intercepto y Tendencia	2.5063	I(0)
dyr	Ninguna	3.4205	I(0)
ddepo	Intercepto yTendencia	1.8010	I(0)

Fuente: cálculos del autor.

Tabla 9.17 Prueba de Granger para DM1, DM2 y DYR

Pairwise Granger Causality Tests. Sample 1925-2007. Lags:3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DYR does not Granger Cause DM1	78	5.94271	0.0011
DM1 does not Granger Cause DYR		6.41115	0.0007
DYR does not Granger Cause DM2	74	5.19156	0.0028
DM2 does not Granger Cause DYR		3.31373	0.0251

Tabla 9.18 Prueba de Johansen para DM1 y DYR.

Sample: 1925 2007. Included observations: 78 Series: DM1 DYR. Lags interval: 1 to 2					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					

Fuente: Cálculos del autor

Tabla 9.19 Demanda de Dinero. 1925-2007. GARCH (1,1)

Dependent Variable: DM1
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample: 1968 2007
Included observations: 40
Convergence achieved after 28 iterations
Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(5) + C(6)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(7) *LOG(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	2.628644	0.236792	11.10106	0.0000
DYR	2.122462	0.088427	24.00244	0.0000
DDEPO	-0.204708	0.088354	-2.316904	0.0205
DDEPO(-4)	-0.140885	0.035493	-3.969339	0.0001
Variance Equation				
C(5)	4.166168	0.521747	7.985037	0.0000
C(6)	1.306515	0.537791	2.429412	0.0151
C(7)	-0.716382	0.101666	-7.046394	0.0000
R-squared	0.310274	Mean dependent var		4.067705
Adjusted R-squared	0.252797	S.D. dependent var		6.599410
S.E. of regression	5.704591	Akaike info criterion		6.037212
Sum squared resid	1171.525	Schwarz criterion		6.332766
Log likelihood	-113.7442	Hannan-Quinn criter.		6.144075
Durbin-Watson stat	2.436616			

Fuente: Cálculos del autor.

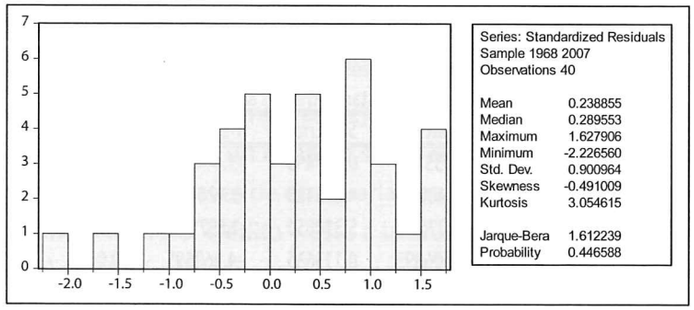
La variable explicativa dyr es corriente: un cambio del 1% en el nivel de ingreso real (PIB real) produjo un incremento en la demanda por efectivo real de 2.12% anual. Simultáneamente, un incremento del 1% en la tasa de depósito real actual redujo la demanda por efectivo real en 0.204% anual para el mismo año. También hay efectos rezagados de cuatro años en los incrementos de la tasa; la suma de los dos coeficientes ddepo significa que el incremento del 1% en la tasa redujo la demanda de efectivo en 0.35% aproximadamente en el lapso de cuatro años. El R-cuadrado ajustado, 25.28%, al ser bajo delata la existencia de otras variables que también alteraron la demanda por liquidez que no son generalmente desarrolladas en nuestra teoría macroeconómica y que pueden explicar el restante 74.72%. El Gráfico 9.6 muestra que los residuos de la regresión aceptan las hipótesis nulas (homocedasticidad) de las pruebas de heterocedasticidad arch en un 36.7% y el

resultado de la prueba de Jarque-Bera que mide en un 44.66% la probabilidad de que los residuos tengan una distribución normal.

Sintetizando, se ha logrado demostrar la existencia y funcionamiento de la esencia de la curva de demanda de dinero keynesiana; la justificación del bajo R-cuadrado puede deberse a la baja bancarización de la población colombiana, es decir, que al no tener depósitos bancarios, los cambios en la tasa de depósitos real no afectan sus decisiones de liquidez.

Gráfico 9.6 Heterocedasticidad ARCH y normalidad de residuos de la demanda de dinero

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.834353	Prob. F(1,37)	0.3669
Obs*R-squared	0.860059	Prob. Chi-Square(1)	0.3537



Fuente: Cálculos del autor.

9.5. El impacto de la oferta real de dinero sobre el PIB real colombiano, 1968-2007

Basándose en el punto anterior, si se corre la regresión en sentido opuesto; ***dyr*** como variable dependiente y ***dm1*** (diferencia logarítmica de ***M1*** deflactada) como variable explicativa se podría medir el impacto que la oferta de dinero tuvo en el crecimiento del PIB real. A veces se dice que hay que "inyectar" dinero para que la economía crezca. Se corrieron regresiones para 1925-1967 y para 1925-2007 con dicotómica incluída, la cual no fue significativa, además, las regresiones no presentaron residuos con distribución normal. La obtenida para 1968-2007 dio una MCO con resultados satisfactorios:

- $DYR_t = -0.935 + 14.40*DM1_t + 10.07*DM1_{t-1} - 0.507*U_{t-1}$

Los coeficientes de $dm1_t$ y $dm1_{t-1}$ (suman 24.47) dan a entender que un incremento del 1% en la oferta de dinero, tanto en el año actual como en el año anterior, hicieron que la variación de la tasa de crecimiento, *dyr*, aumentara en un 24.47%, o mejor dicho, si la tasa de crecimiento del PIB real es de por sí un cambio, entonces, dyr es el cambio de un cambio por lo que al aumentar la oferta de dinero en un 1%, el cambio del cambio equivale al 24.47%; otra vez, el PIB real no creció el 24.47% sino que *dyr* aumentó un 24.47% más. El R-cuadrado ajustado es del 52.28%, DW de 2.21 indica que no hay autocorrelación serial; prueba F válida, pues se acepta la hipótesis alternativa en 100% (Ver Tabla 9.20).

Tabla 9.20 DYR en function de DM. 1968-2007

Dependent Variable: DYR
Method: Least Squares
Sample: 1968 2007
Included observations: 40
Convergence achieved after 14 iterations
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.935141	0.271498	-3.444374	0.0015
DM1	14.40041	4.613428	3.121412	0.0035
DM1(-1)	10.07596	5.310851	1.897240	0.0658
AR(1)	-0.506893	0.113635	-4.460695	0.0001

R-squared	0.559513	Mean dependent var	0.096628
Adjusted R-squared	0.522805	S.D. dependent var	2.247301
S.E. of regression	1.552419	Akaike info criterion	3.812145
Sum squared resid	86.76019	Schwarz criterion	3.981033
Log likelihood	-72.24291	Hannan-Quinn criter.	3.873210
F-statistic	15.24255	Durbin-Watson stat	2.219794
Prob(F-statistic)	0.000001		

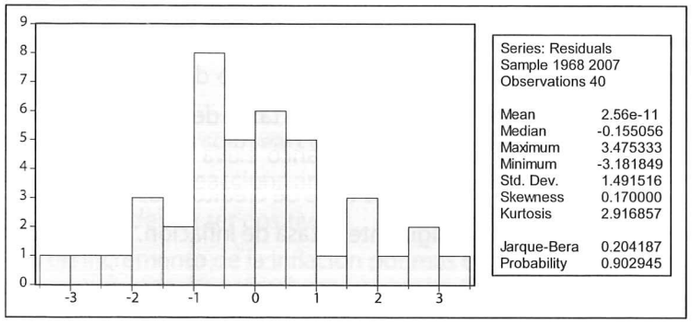
Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 9.21 Pruebas para residuos MCO

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.848997	Prob. F(2,34)	0.4367
Obs*R-squared	1.902622	Prob. Chi-Square(2)	0.3862

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	1.387761	Prob. F(9,30)	0.2373
Obs*R-squared	11.75796	Prob. Chi-Square(9)	0.2273
Scaled explained SS	9.128025	Prob. Chi-Square(9)	0.4255

Gráfico 9.7 Normalidad de los residuos.



Fuente: Cálculos del autor.

La Tabla 9.21 muestra que no hay autocorrelación en un 43.67% y homocedasticidad (White) en 23.73%. Según el Jarque-Bera, los residuos tienen un 90.29% de probabilidad de distribución normal (Gráfico 9.7).

La regresión o modelo anterior deja visualizar que el crecimiento de la oferta de dinero sí produjo un impacto sobre el crecimiento del PIB real, pero no directamente sino a través de otras variables, por ejemplo, el aumento de la oferta de dinero alteró el crédito y este a la producción; igualmente pudo haber generado crédito para las exportaciones y estas impulsaron la producción. Recuérdese que no hay una fórmula en la teoría macroeconómica que plantee el PIB real en función de la oferta de dinero, por lo tanto cuando se dice que se debe inyectar dinero o aumentar la liquidez de la economía, se piensa en los mecanismos de distribución por medio de los cuales el dinero estimula el PIB real a través de otras variables.

9.6. La Regla de Taylor.[6] Colombia 2002-2010

Este tema no corresponde a la macroeconomía colombiana del siglo XX pues su aplicación se ha dado a partir del año 2000, sin embargo, da la oportunidad para hacer un ejercicio econométrico que muestra cómo el Banco de la República ha manejado la política monetaria durante esta década. Dado que la Constitución

6 Taylor, John B. (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, pp.195-214.

de 1991 exige el control de la inflación por parte del banco, este ha decidido imponer metas inflacionarias por medio de herramientas como la tasa de interés que cobra a las entidades financieras cuando éstas solicitan créditos. Se sabe que ante incrementos en la inflación, ya sea por el lado de la demanda u oferta, lo técnicamente conveniente es incrementar las tasas de interés para que se frene el crecimiento del PIB real, es decir, si el banco eleva los intereses a los bancos comerciales, estos a su vez elevarán las tasas de crédito a los clientes, frenando el consumo e inversión y por consiguiente la tasa de inflación. La regla de Taylor se basa en la siguiente fórmula.[7]

$$i_t = \pi^*_t + r^*_t + a\,(\pi_t - \pi^*) + b\,(y_t - y^*)$$

donde,

- i_t es la tasa de interés nominal de corto plazo que el Banco de la República coloca como meta para cobrar a entidades financieras. De la web del Banco se copia textualmente "El principal mecanismo de intervención de política monetaria usado por el Banco de la República para afectar la cantidad de dinero que circula en la economía, consiste en modificar la tasa de interés mínima que cobra a las entidades financieras por los préstamos que les hace, o la tasa de interés máxima que paga por recibirles dinero sobrante. Estas operaciones, también conocidas como OMA (operaciones de mercado abierto) se hacen a plazos muy cortos (a 1, 7 y 14 días). Los préstamos se otorgan en sesiones denominadas "subastas de expansión" y los recursos sobrantes se reciben en sesiones denominadas "subastas de contracción", aunque estas últimas generalmente ocurren con mucha menor frecuencia. Se denomina tasa de intervención de política monetaria del Banco de la República a la tasa mínima de las subastas de expansión monetaria a un día. Las decisiones de modificación de esta tasa de intervención tienen usualmente vigencia a partir del día hábil siguiente a la sesión de la Junta Directiva."
- π_t : la tasa deseada de inflación o meta de inflación del Banco de la República.
- r^*_t : la tasa de interés real de equilibrio
- $(\pi_t - \pi^*)$: la brecha inflacionaria o diferencia entre la tasa de inflación existente y la meta

7 Véase una buena explicación de la regla en De Gregorio, José, 2007. Detalle en bibliografía.

- $(y_t - y^*)$: la brecha del PIB real o diferencia entre la tasa de crecimiento del PIB real y del PIB potencial.

Los coeficientes de la fórmula indican los siguientes aspectos en el manejo de la política monetaria:

1. Si $a = 0$ (cero), el banco solo reacciona a cambios en la inflación
2. Si $b = 0$, el banco solo reacciona ante cambios en el PIB real.
3. Tanto a como b, deben ser positivos.
4. Si $a > 0$, un incremento de la inflación por más de 1% debería llevar al banco a elevar la tasa de interés nominal por más de 1%, específicamente, $1+a$, la suma de los coeficientes de π en la ecuación.
5. Si $b > 0$, el tasa de interés nominal debería aumentar en la misma proporción de b.
6. Note que de acuerdo con la estructura de la fórmula, es mayor el peso de la brecha inflacionaria que la brecha del PIB real. Lo importante es que $a > b$.

Varios autores colombianos[8,9,10] han publicado sobre la aplicación de esta norma al caso colombiano; Giraldo por ejemplo, concluye que el Banco de la República reacciona a cambios en la inflación y no la brecha del PIB real. Es importante aclarar que los estudios aplicados a esta fórmula incluye el uso de herramientas complejas como el Filtro de Kalman y el filtro de Hodrick-Prescott (que no se enseñan en cursos básicos de econometría). Otro problema que presenta la fórmula es la consecución de estadísticas sobre el PIB potencial (y*), problema que se "soluciona" con los filtros mencionados; de todos modos la medición del PIB potencial no deja de ser imprecisa. Se propone una transformación a la fórmula, que nos permita hacer una regresión como las anteriores, con el fin de obtener en esencia los mismos resultados (o parecidos). Partiendo de:

- $i_t = \pi^*_t + r^*_t + a\,(\pi_t - \pi^*) + b\,(y_t - y^*)$
- $(\pi^*_t + r^*_t) = i^*_t$, o tasa de interés nominal esperada, sustituyendo

8 Giraldo Palomino, Andrés Felipe (2007). Aversión a la Inflación y Regla de Taylor en Colombia, 1994-2005. Departamento de Economía. Pontificia Universidad Javeriana. Bogotá.

9 López, M. (2004). Efficient Policy Rule for Inflation Targeting in Colombia. Ensayos sobre Política Económica, 45, pp. 80-115. Banco de la República.

10 Jalil, Munir. (2004). Monetary Policy in Retropective: A Taylor Rule Inspired Exercise. University of California, San Diego.

- $i_t = i^*_t + a\ (\pi_t - \pi^*) + b\ (y_t - y^*)$
- $(\ i_t - i^*_t\ ) = a\ (\pi_t - \pi^*) + b\ (y_t - y^*)$

Con base en ejercicios hechos anteriormente, tales como los del consumo permanente e inversión planeada, se sabe que las variables "esperadas" no son observables y después de repetidas sustituciones podemos terminar reemplazándolas por valores rezagados, es decir,

- $i^*_t = i_{t-1};\ \pi^* = \pi_{t-1};\ y^* = y_{t-1},$

  entonces,

- $(i_t - i_{t-1}) = a\ (\pi_t - \pi_{t-1}) + b\ (y_t - y_{t-1}),$

  lo que equivale a cambios en cada variable y finalmente se llega a la forma final:

$$di_t = a(dp_t) + b(dy_t)$$

Se construyeron regresiones para esta ecuación para probar si los cambios en la tasa nominal de intervención del banco han estado supeditados a cambios en la brecha inflacionaria y brecha del PIB real. Para la tasa de interés meta del banco, se tomó la tasa de intervención como también la tasa interbancaria. El cambio de la tasa interbancaria es ***dib***; el cambio de la tasa de intervención es ***di***.

Los agentes participantes en el mercado financiero colombiano (comisionistas de bolsa y corredores de mesas de dinero) saben que la tasa de intervención permanece fija hasta que la junta directiva del banco decida cambiarla, o sea que los cambios son en períodos irregulares mientras que la tasa interbancaria cambia todos los días (y a lo largo del mismo día) con base en la tasa de intervención y el juego de oferta y demanda, hecho corroborado por la alta correlación (0.99) entre ***di*** y ***dib*** presentada en la Tabla 9.22. Se tomaron los datos de la web del Banco de la República (inflación anual, tasa interbancaria, tasa de intervención y PIB real anualizado) correspondientes al final de trimestre para el período 2002-2010.

Tabla 9.22 Correlaciones entre di, dib, dp, dg

	di	dib	dp	dg
di	1.000000	0.994572	0.796022	0.101071
dib	0.994572	1.000000	0.777306	0.125644
dp	0.796022	0.777306	1.000000	-0.186932
dg	0.101071	0.125644	-0.186932	1.000000

Fuente: Cálculos del autor.

Se corrieron varias regresiones con la tasa de intervención y la tasa interbancaria y la mejor correspondió a la interbancaria con un EGARCH(2,1,1) que se muestra en la Tabla 9.23. La ecuación es:

- $DIB_t = 0.31 + 0.62DP_t + 0.48DP_{t-1} + 0.035DP_{t-4} + 0.38DG_t + 0.14DG_{t-1} + 0.16DG_{t-4}$
- $Log\ \sigma^2_t = -\ 5.04 + 1.38*ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 2.29*ABS(U_{t-2}/\sigma_{t-2}) - 1.67*(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) - 0.79*log\ \sigma^2_{t-1}$

Todos los coeficientes de la primera ecuación son positivos. La suma de los coeficientes de ***dp*** es ***1.1492 (0.6295 + 0.4846 + 0.0351 = 1.1492)***; la suma de los coeficientes de ***dg*** es ***0.6845 (0.3845 + 0.1593 + 0.1407= 0.6845)***. Se observa que la suma de los coeficientes de ***dp*** es mayor que uno y mayor que la de dg, los cuales son requisitos planteados por la fórmula original. Los resultados de la regresión son válidos dada la calidad de los estadísticos (R-cuadrado ajustado del 86.25%) y del hecho de que los residuos no tienen autocorrelación serial, son homocedásticos y tienen distribución normal, como se muestra en el Gráfico 9.8. La regresión también detectó la fuerte volatilidad en el proceso de ajuste de la tasa de intervención, expresada en la ecuación de la varianza condicional de los residuos. Llama la atención que tanto ***dp*** y ***dg*** pertenecen a los mismos trimestres: el actual, el pasado y el de un año atrás.

Lo anterior evidencia que los cambios en la tasa de intervención del Banco de la República (o interbancaria) depende tanto de los cambios en la tasa de inflación como de los cambios en el PIB real. Así la transformación planteada difiera de la fórmula original, es evidente que no se puede ignorar la significancia de la variación del PIB real como factor determinante de la tasa de intervención. Esta afirmación difiere de lo planteado por algunos de los investigadores referenciados, que solo encontraron significativo el comportamiento inflacionario. Ahora, la única forma de acabar con el debate es que la junta directiva del banco nos diga de una vez cómo lo hace.

Tabla 9.23 EGARCH(2,1,1). Regla de Taylor con tasa interbancaria. 2002T1-2010T4.

Dependent Variable: DIB (cambio tasa interbancaria)
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 9 36
Included observations: 28 after adjustments
Convergence achieved after 54 iterations
Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(8) + C(9)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(10)
*ABS(RESID(-2)/@SQRT(GARCH(-2))) + C(11)*RESID(-1)
/@SQRT(GARCH(-1)) + C(12)*LOG(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.310377	0.043212	7.182741	0.0000
DP	0.629504	0.027199	23.14422	0.0000
DG	0.384535	0.011899	32.31686	0.0000
DG(-4)	0.159366	0.007983	19.96396	0.0000
DP(-1)	0.484678	0.040079	12.09316	0.0000
DG(-1)	0.140714	0.013946	10.08965	0.0000
DP(-4)	0.035158	0.018323	1.918795	0.0550
Variance Equation				
C(8)	-5.045339	0.696367	-7.245231	0.0000
C(9)	1.383215	0.403759	3.425842	0.0006
C(10)	2.298713	0.907824	2.532113	0.0113
C(11)	-1.678409	0.239974	-6.994141	0.0000
C(12)	-0.791059	0.050391	-15.69836	0.0000

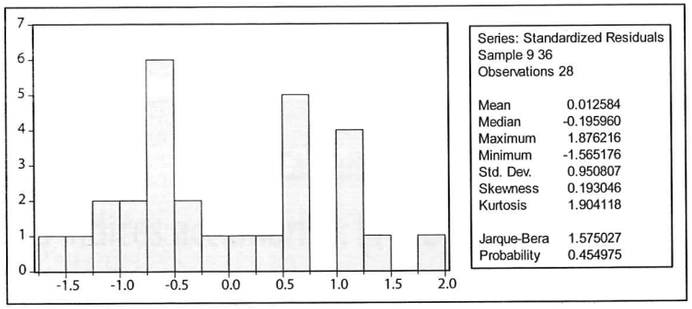
R-squared	0.893093	Mean dependent var	-0.565357
Adjusted R-squared	0.862549	S.D. dependent var	2.287437
S.E. of regression	0.848054	Akaike info criterion	2.332467
Sum squared resid	15.10311	Schwarz criterion	2.903412
Log likelihood	-20.65454	Hannan-Quinn criter.	2.507010
Durbin-Watson stat	1.451271		

Fuente: Cálculos del autor

En conclusión, este análisis ha servido para demostrar cómo el Banco de la República manipula las herramientas a su disposición, tasa de intervención, con tal de controlar la inflación y al mismo tiempo permitir unas condiciones que estimulen un crecimiento estable, sin embargo, su política monetaria no ha tenido efecto sobre los niveles que alcanzan las tasas de crédito, como se demostró en los ejemplos anteriores.

Gráfico 9.8 Residuos de EGARCH. 2002T1-2010T4

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.109659	Prob. F(1,25)	0.7433
Obs*R-squared	0.117915	Prob. Chi-Square(1)	0.7313



Fuente: Cálculos del autor.

Bibliografía

Brunner, Karl, and Allan H. Meltzer (1976). An Aggregate Theory for a Closed Economy. In Jerome L. Stein, ed., Monetarism. New York: American Elsevier.

De Gregorio, José (2007). Macroeconomía. Teoría y Políticas. Pearson-Prentice Hall.

Friedman, Milton, and Anna J. Schwartz (1963). A Monetary History of the United States, 1867–1960. Princeton: Princeton University Press.

Friedman, Milton (1968). The Role of Monetary Policy. American Economic Review 58 (March): 1–17.

Friedman, Milton (1959). A Program for Monetary Stability. New York: Fordham University Press.

McCallum, Bennett T. (1989). Monetary Economics: Theory and Policy. New York: Macmillan.

Meisel, Adolfo (1996). Autonomía de la Banca Central e Inflación. La Experiencia Colombiana, 1923-1995. Borradores Semanales de Economía, No. 49. Banco de la República.

Misas, M. & D. Vásquez. (2002). Expectativas de Inflación en Colombia: Un Ejercicio Econométrico. Borradores de Economía No. 212, Banco de la República, Bogotá.

Misas, M., C.E. Posada & D. Vásquez (2001). ¿Está Determinado el Nivel de Precios por las Expectativas de Dinero y Producto en Colombia? Borradores de EconomíaNo. 191, Banco de la República, Bogotá.

Taylor, John B. (1999). Monetary Policy Rules. Chicago: University of Chicago Press.

Capítulo 10

Los índices accionarios. El IGBC y el Dow Jones

10.1 Relación entre el IGBC y el Dow Jones, 1991-2008

Aunque el mercado accionario nació en 1928, con la fundación de la Bolsa de Bogotá, su desarrollo estuvo aislado de los mercados financieros internacionales y golpeado por políticas económicas, que intencionalmente o no, lo frenaron (UPAC y los desestímulos a la emisión de acciones) y solo hasta la década de los años noventa, la coyuntura económica internacional ejerció presión para que los gobiernos lo reactivaran, con el fin de financiar el desarrollo empresarial a largo plazo en una economía globalizada. Este despegue se ha dado en forma acelerada y volátil dada su pequeñez, concentración e ineficiencia, características típicas de los mercados emergentes, al mismo tiempo que se ha visto afectado por los mercados financieros internacionales que también han cambiado tratando de acomodarse a las nuevas realidades económicas mundiales.

El objetivo de esta parte es medir la creciente integración del mercado de capitales colombiano al de los Estados Unidos que se ha venido dando desde 1991 como resultado de la apertura económica y el proceso de internacionalización de la economía nacional. Antes de este año, el mercado accionario colombiano era aislado del mundo no solo por el modelo macroeconómico cepalino sino por la legislación que no permitía la inversión extranjera en portafolios colombianos; desde comienzos de los años noventa se fue implementando aceleradamente la posibilidad de las empresas colombianas de emitir acciones y bonos en el extranjero y viceversa.

Las variables son los valores mensuales de los índices accionarios[1] desde enero de 1991 hasta octubre de 2008. De Estados Unidos se tomó el Dow[2] Jones Industrial Average (djia) que recoge la información de las treinta acciones más negociadas en el sector industrial en la bolsa de Nueva York (NYSE). De Colombia se tomó el Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia, IGBC, desde el año 2001, cuando esta bolsa empieza a operar como resultado de la fusión de las bolsas de Bogotá, Medellín y Occidente. Este índice fue empalmado con el índice de la Bolsa de Bogotá que se venía publicando desde antes de 1991. El empalme de los índices colombianos es justificado porque antes de la fusión de las tres bolsas, sus índices[3] incluían las acciones más transadas que resultaban siendo las mismas acciones ya que para ser negociadas tenían que registrarse en las tres bolsas. Después de la fusión, la canasta del IGBC continuó básicamente igual, es decir, las acciones tradicionalmente negociadas permanecieron en la canasta (bancos, textileras, supermercados, acerías). A pesar de haber entrado al índice algunas nuevas acciones, la mayoría de las acciones antiguas aún permanece. Otro aspecto a tener en cuenta es el hecho de que tanto el djia como el IGBC se actualizan cada tres meses, incluyendo las acciones más negociadas en el pasado trimestre, sin embargo, la mayoría de las más negociadas permanece. Es un error pensar que debido a la entrada o salida de pocas acciones un índice accionario cambia estructuralmente o que no tiene conexión con el del trimestre anterior; estos cambian su composición muy lentamente, haciéndolos continuos en el largo plazo. En el caso colombiano, la salida de Bavaria o la entrada de Ecopetrol produjeron temporalmente un "ruido" grande dado el peso relativo de éstas, ruido que se diluyó rápidamente pues las otras tradicionales permanecieron.[4]

El Gráfico 10.1 muestra cómo el índice que parte desde un valor cercano a 115 (con el empalme) para enero de 1991 alcanza a llegar a 11.094 puntos para

1 Los índices son también llamados canastas accionarias puesto que se construyen con base en los cambios porcentuales de los precios de las acciones negociadas en cada bolsa. La canasta del IGBC ha sido variable en cuanto al número de acciones que incluye y la selección de las acciones que componen la canasta es revisada cada tres meses.

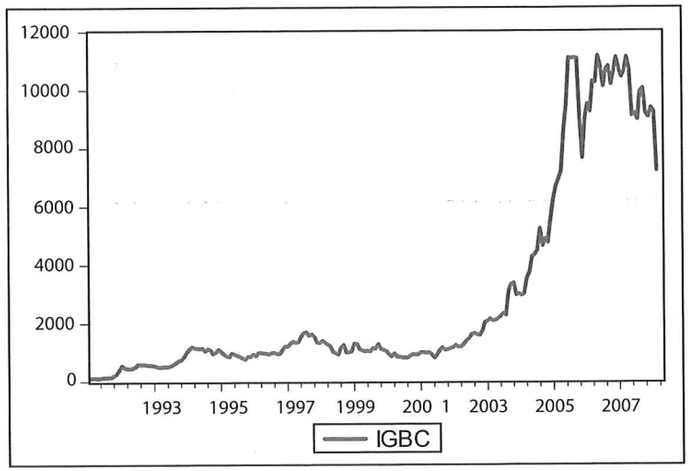
2 El DJIA, a pesar de hacer alusión a acciones industriales, incluye acciones de otros sectores como el Citigroup (financiero) y MacDonald's (alimentos)

3 IBB, IBOMED e IBO, de la Bolsa de Bogotá, Medellín y Occidente respectivamente.

4 Ver histórico de los índices.en www.bvc.com.co

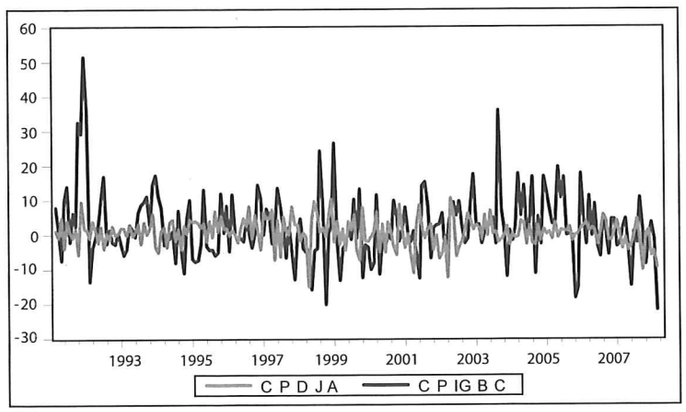
marzo de 2006 y caer a 7.226 puntos en octubre de 2008. El Gráfico 10.2 presenta los cambios porcentuales (de mes a mes) de los dos índices; es evidente la mayor volatilidad del índice colombiano que se explica por lo pequeño, concentrado e ineficiente del mercado accionario nacional, sin embargo, ha habido una alta correlación entre ambos (0.6610) como se ve en la Tabla 10.1. La Tabla 10.2 resume la información estadística de los dos índices.

Gráfico 10.1 Valores del IGBC empalmado. 1991.01-2008.10



Fuente: Cálculos del autor, con datos del Banco de la República.

Gráfico 10.2 Cambio porcentual mensual DJA-IGBC. 1991.01-2008.10



Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 10.1 Correlación de los dos índices. 1991.01-2008.10

	DJA	IGBC
DJA	1.000000	0.661089
IGBC	0.661089	1.000000

Tabla 10.2 Estadísticos del cambio porcentual de DJIA-IGBC.1991-2008.

	CPDJA	CPIGBC
Mean	0.635866	2.394606
Median	0.948909	1.045656
Maximum	10.60468	51.48943
Minimum	-15.13201	-21.86775
Std. Dev.	4.051457	9.702226
Skewness	-0.491560	1.129230
Kurtosis	4.181323	6.759735
Jarque-Bera	20.96320	170.7217
Probability	0.000028	0.000000

Fuente: Cálculos del autor.

La correlación, para este período, entre los valores originales de los índices es de 0.66, el cual es alto pero comprensible ya que la internacionalización de los capitales ha llevado a que los índices de todas las bolsas del mundo tiendan a fluctuar similarmente. Para efectos de la construcción de una regresión que trate de vincular a los dos índices, hubo que transformar las series en logaritmos (***ldja*** y ***ligbc***) y al no ser estacionarias se derivaron las primeras diferencias logarítmicas (***djia*** y ***digbc***) que sí lo son y con las cuales se trabajó la regresión. Entonces, $djia = ldja_t - ldja_{t-1}$; $digbc = ligbc_t - ligbc_{t-1}$. Ver en la Tabla 10.3 las pruebas de estacionariedad.

Tabla 10.3 Estacionariedad ERS para Ldja y Ligbc. 1991-2008

Null Hypothesis: LDJA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=14)
Sample (adjusted): 1 214
Included observations: 214 after adjustments

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		152.0588
Test critical values:	1% level	1.915600
	5% level	3.176300
	10% level	4.340500

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Null Hypothesis: LIGBC has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=14)
Sample (adjusted): 1 214
Included observations: 214 after adjustments

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		25.73764
Test critical values:	1% level	4.043700
	5% level	5.657200
	10% level	6.862100

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

Fuente: Cálculos del autor.

La Tabla 10.4 muestra las pruebas de Granger y Johansen. De acuerdo con Granger es claro que ddja sí presenta una causación unilateral hacia digbc y que hay potencial para construir un modelo en el que ddja explique el comportamiento de digbc. Johansen también corrobora que puede haber una relación de largo plazo entre los dos índices.

La mejor regresión que explica el comportamiento del índice colombiano con respecto al Dow Jones se obtuvo a través de un EGARCH (0,1,1), ver Tabla 10.5. A pesar de que el R-cuadrado ajustado fue apenas del 7.46% (es decir, que el Dow Jones principalmente, (y un AR(1)) explicó la trayectoria del IGBC en un 7.46%) se derivó una regresión con estadísticos sólidos. Los coeficientes de ddja son significativos para uno, dos y doce rezagos mensuales además de tener signo positivo lo cual explica que cambios en el Dow Jones producen cambios en el IGBC después de uno y dos meses; el rezago de doce meses significa que hay correcciones mensuales anualizadas por parte de los inversionistas (portafolios o fondos) en el proceso de reestructuración de sus portafolios. El bajo R-cuadrado da a entender que hay otras variables diferentes del Dow Jones que afectan el comportamiento del índice accionario colombiano.

Tabla 10.4 Prueba de Granger para ddja y digbc.1991-2008

Pairwise Granger Causality Tests. Sample: 1 216
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DIGBC does not Granger Cause DDJA	208	0.20563	0.9598
DDJA does not Granger Cause DIGBC		3.10389	0.0101

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Johansen test.					
Included observations: 208					
Series: DDJA DIGBC					
Lags interval: 1 to 4					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					

Fuente: Cálculos del autor.

El signo positivo de los coeficientes señala la correlación positiva entre los índices: cuando hay un alza (caída) de los precios accionarios en Estados Unidos aumentan (disminuyen) los precios en Colombia. La suma de los coeficientes es 1,027: un incremento del Dow Jones del 1% produjo un incremento del IGBC en 1.027% en el transcurso de un año, en promedio entre 1991-2008. Este resultado aparentemente es poco pero es el obtenido con datos mensuales y no diarios: los datos mensuales al eliminar el "ruido" producido por la especulación diaria que genera la altísima volatilidad, recogen la información sobre las transacciones finales o definitivas que hacen los inversionistas después de que comprueban si la información especulativa era cierta o no. La regresión también recoge un elemento AR(1) el cual es un derivado del hecho que los dos índices, como todos los demás en el mundo; siguen "paseos aleatorios" (random walks), es decir, son aleatorios, impredecibles y no estacionarios, de ahí la necesidad de volverlos estacionarios a través de diferencias logarítmicas. Dicha volatilidad del proceso es recogida por la ecuación de la varianza condicional de los residuos en la que se demuestra que hay volatilidad que actúa rezagadamente. Nótese que no fue significativo el efecto apalancamiento, contrario a lo esperado, pues este sí se presenta en el análisis individual para cada acción. [5]

5 Gómez Mejía, Alberto (2009). Modelos EGARCH aplicados a la prueba del CAPM y los Modelos Multifactoriales para Acciones Colombianas, 2002-2008. Revista Equidad y Desarrollo, Universidad de La Salle, No. 11, Enero-Junio, pp. 31-58. Facultad de Ciencias Económicas y Sociales. ISSN 1692-7311. Bogotá D.C. Colombia.

Los otros estadísticos de la regresión son aceptables: no hay autocorrelación serial; la prueba F es muy favorable pues dice que apenas hay un 0.24% de probabilidad de aceptar la hipótesis nula de que todos lo coeficientes de la regresión son conjuntamente significativos, la heterocedasticidad ha sido eliminada pues la prueba ARCH da un 95% de probabilidad de aceptar la hipótesis nula de homocedasticidad y finalmente el Jarque-Bera dice que hay un 17.84% de probabilidad de que los residuos tengan una distribución normal. Ver Gráfico 10.3.

Tabla 10.5 ddja y digbc.1991-2008. EGARCH (0,1,1)

Dependent Variable: DIGBC				
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution				
Sample (adjusted): 15 214				
Included observations: 200 after adjustments				
Convergence achieved after 26 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
Variance backcast: ON				
LOG(GARCH) = C(6) + C(7)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(8) *LOG(GARCH(-1))				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.006695	0.006419	1.043034	0.2969
DDJA(-1)	0.344569	0.148760	2.316280	0.0205
DDJA(-2)	0.455347	0.130404	3.491818	0.0005
DDJA(-12)	0.227610	0.113748	2.001003	0.0454
AR(1)	0.144879	0.066259	2.186535	0.0288
Variance Equation				
C(6)	-8.328464	1.502680	-5.542405	0.0000
C(7)	-0.178563	0.094932	-1.880954	0.0600
C(8)	-0.620682	0.291495	-2.129307	0.0332
R-squared	0.107181	Mean dependent var		0.013616
Adjusted R-squared	0.074630	S.D. dependent var		0.082386
S.E. of regression	0.079252	Akaike info criterion		-2.219400
Sum squared resid	1.205937	Schwarz criterion		-2.087467
Log likelihood	229.9400	F-statistic		3.292738
Durbin-Watson stat	1.983705	Prob(F-statistic)		0.002493

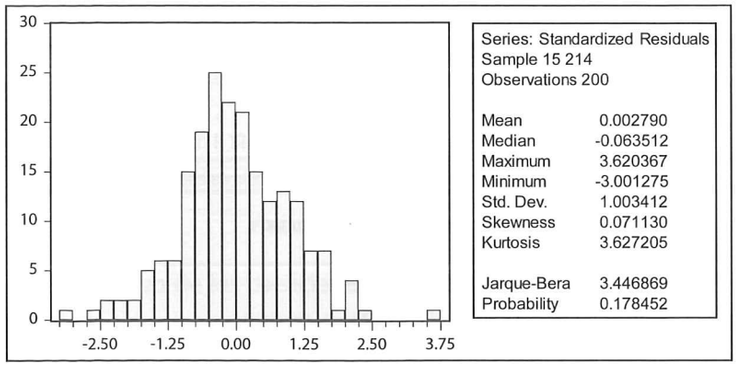
Fuente: Cálculos del autor.

La regresión final es:

- $DDP = -0.006695 + 0.3445*DDJA_{t-1} + 0.4553*DDJA_{t-2} + 0.2276*DDJA_{t-12} + 0.1448*U_{t-1}$
- $Log(\sigma^2) = -8.3284 - 0.1785*(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) - 0.6206*Log(\sigma^2)_{t-1}$

Gráfico 10.3 Heterocedasticidad ARCH y normalidad residues

ARCH Test:			
F-statistic	0.002591	Probability	0.959458
Obs*R-squared	0.002617	Probability	0.959201



Fuente: Cálculos del autor.

En conclusión, este ejercicio demuestra la estrecha relación de los dos índices entre los años 1991 y 2008 y que seguramente se fortalecerá en los años posteriores.

10.2. ¿De qué dependió el comportamiento del IGBC? Enero 2002 - Mayo 2008

Para la aplicación de este modelo se consideraron las siguientes variables macroeconómicas que se expresaron en cambios porcentuales anuales (similares a diferencias logarítmicas) y deflactadas por la tasa de inflación anual colombiana y norteamericana (para el Dow Jones). Note el lector que se han cambiado dos aspectos con respecto al ejemplo anterior: primero, en vez de logaritmos se usa cambios porcentuales; segundo, los cambios no son mensuales sino mensuales anualizados.

- **CPIGBCR**: Cambio porcentual del Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia en términos reales o deflactada por la inflación mensual anualizada.
- **CPDJAR**: Cambio porcentual del Dow Jones Industrial Average, deflactado por la inflación de Estados Unidos mensual anualizada.
- **CPITCR:** Cambio porcentual anualizado para cada mes del Índice de la tasa de cambio real.

- **DTESR**[6]**:** Diferencia anualizada para cada mes de la rentabilidad real o deflactada de los TES. Los datos tomados para esta serie corresponden a los TES-10 años, emitidos el 26/04/2002. Los datos de los cuatro primeros meses de 2002 son tasas de recompra de los títulos TES. Las rentabilidades expresadas en términos efectivos anuales fueron deflactadas por la tasa de inflación anual correspondiente al mes de negociación. Es importante aclarar que no hubo negociaciones de este título en unos pocos meses del período, por lo que se interpolaron las rentabilidades correspondientes.
- **DPROD**: cambio porcentual anual para cada mes del Índice de la Muestra Mensual Manufacturera Real para la producción (publicado por el DANE).

Tabla 10.6 Prueba ERS: cpigbcr, cpdjar, ditcr, dtesr, dprod. 2002.01-2008.05

Null Hypothesis: CPDJAR has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=10)		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		9.877237
Test critical values:	1% level	4.231200
	5% level	5.697600
	10% level	6.775600

Null Hypothesis: CPIGBCR has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		32.33288
Test critical values:	1% level	4.232000
	5% level	5.696000
	10% level	6.776000

Null Hypothesis: DTESR has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		12.54299
Test critical values:	1% level	4.232000
	5% level	5.696000
	10% level	6.776000

Continúa en la página siguiente

6 Los datos tomados para esta serie corresponden a los TES-10 años, emitidos el 26/04/2002 Los datos de los cuatro primeros meses del 2002 son tasas de recompra de los títulos TES. Fuente: webs del Banco de la República y de Aval.

Viene de la página anterior

Null Hypothesis: CPITCR has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		16.11369
Test critical values:	1% level	4.228000
	5% level	5.704000
	10% level	6.774000

Null Hypothesis: DPROD has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		7.818309
Test critical values:	1% level	4.231200
	5% level	5.697600
	10% level	6.775600
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)		

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 10.7 Correlaciones

	DJA	IGBC	TES
DJA	1.000000	0.692545	-0.566556
IGBC	0.692545	1.000000	-0.707854
TES	-0.566556	-0.707854	1.000000

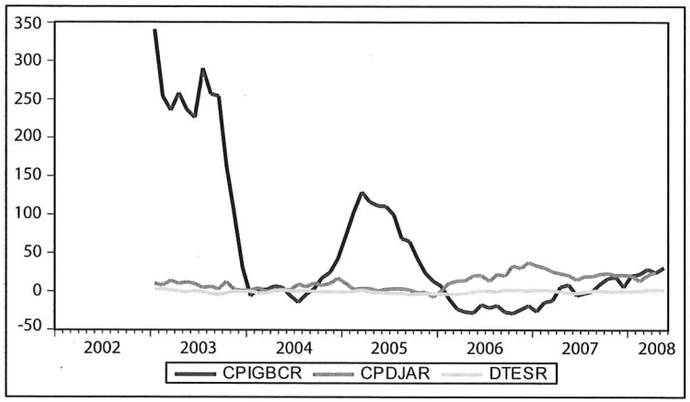
	CPDJAR	CPIGBCR	DTESR
CPDJAR	1.000000	-0.339349	0.467329
CPIGBCR	-0.339349	1.000000	0.018377
DTESR	0.467329	0.018377	1.000000

Fuente: Cálculos del autor.

La justificación para seleccionar las variables anteriores fue la sospecha de que los principales indicadores macroeconómicos pudieran influenciar el comportamiento del índice, por ejemplo, es posible que la devaluación real del peso y el desempeño de la industria manufacturera pueda afectar los ingresos, utilidades y dividendos de las empresas que emiten acciones y, consecuentemente, los precios de las acciones y el índice. Pasando al análisis de las variables, la Tabla 10.6 resume los resultados de la prueba ERS: aunque las series están expresadas en cambios porcentuales, ninguna es estacionaria, sin embargo, no es práctico desde un punto de vista de interpretación económica el hacer más transformaciones.

El comportamiento lógico del IGBC y de la tasa tes (efectiva anual sin deflactar) indica que ambos se mueven en dirección contraria: cuando las rentabilidades de los TES se incrementa (disminuye), se reducen (aumentan) los precios de las acciones. Lo anterior se debe a que tanto los tes como las acciones son inversiones que compiten por captar los recursos de los inversionistas. La Tabla 10.7 muestra las correlaciones del dja, igbc y rentabilidades de los tes. Se observa la correlación positiva (0.69) del dja y el igbc y la correlación negativa del igbc con el tes (-0.70), sin embargo, las correlaciones entre los cambios porcentuales (anuales y reales) de las mismas variables parecen moverse en sentido contrario: positiva entre cpigbcr y dtesr (0.018) y negativa con el cpdjar (-0.339). El Gráfico 10.4 muestra las series dtesr, cpdjar y el cpigbcr, que parecen no estar correlacionadas. Todo esto tiene una explicación: los cambios porcentuales del IGBC han estado cercanos al 300% en el año 2002 y alrededor del 100% en el 2005; la volatilidad del índice colombiano ha sido muy alta (como los demás mercados emergentes) con relación al Dow Jones, sin embargo, adelantándonos a los resultados, se puede decir que regresiones hechas con las variables nominales no resultaron exitosas como las hechas con variables deflactadas dando a entender que a la larga los inversionistas (y fondos de inversión) son más sensibles a las rentabilidades reales que a las nominales, como era de esperar, de allí que se proseguirá con las variables reales.

Gráfico 10.4 dtesr, cpigbcr y cpdjar. 2002.01-2008.05



Fuente: Cálculos del autor.

La Tabla 10.8 presenta la prueba de Granger, ejecutada con rezagos de seis meses. Solamente el cambio porcentual anual del itcr, cpitcr, y los cambios anuales

de la tasa real de los tes, dtesr, parecen influenciar el comportamiento del índice en términos reales. La prueba de Johansen, Tabla 10.9 aplicada en conjunto a todas las variables encuentra hasta cinco vectores de cointegración lo cual confirma la posibilidad de encontrar una regresión con estas variables. Vale la pena aclarar que la Johansen aplicada a cada variable explicativa individualmente con el cpigbcr presenta dos vectores de cointegración para todas las variables y en todas las alternativas de la prueba.

Tabla 10.8 Prueba de Granger

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 2002M01 2008M05
Lags: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
CPDJAR does not Granger Cause CPIGBCR	58	0.58840	0.7377
CPIGBCR does not Granger Cause CPDJAR		0.79741	0.5770
CPITCR does not Granger Cause CPIGBCR	54	2.28662	0.0538
CPIGBCR does not Granger Cause CPITCR		4.76996	0.0009
DPROD does not Granger Cause CPIGBCR	58	0.74876	0.6136
CPIGBCR does not Granger Cause DPROD		0.70767	0.6451
DTESR does not Granger Cause CPIGBCR	59	1.99637	0.0855
CPIGBCR does not Granger Cause DTESR		0.99738	0.4385

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 10.9 Prueba de Johansen.

Sample: 2002M01 2008M05
Included observations: 53
Series: CPIGBCR CPDJAR CPITCR DPROD DTESR
Lags interval: 1 to 6

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	3	5	5	5	5
Max-Eig	4	5	5	5	5

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: Cálculos del autor.

La mejor regresión fue un EGARCH (0,1,1), Tabla 10.10, que produjo resultados esperados. Como en la parte 1 de este capítulo se volvió a hacer evidente el peso del Dow Jones pues cpdjar salió significativa con cuatro meses de rezago. El

índice colombiano se movió en la misma dirección del Dow Jones, es decir, hubo una relación directa. Un cambio del 1% en el cambio porcentual (rentabilidad real) del Dow Jones generó un cambio porcentual, en la misma dirección, del 0.399% aproximadamente, que se ajustó a lo largo de los cuatro meses.

El coeficiente de la tasa de cambio real representada por el cpitcr y el dprod no salieron significativos pues fueron opacados por la importancia del Dow Jones y la tasa de los Tes. Los cambios en la rentabilidad real de los TES fueron significativos con cuatro meses rezagados: un aumento de la rentabilidad real anual de los TES en 1% causó una reducción de la rentabilidad real del índice en 3.44%, gradualmente a lo largo de cuatro meses. Los residuos fueron significativos con uno, siete y doce rezagos, destacando la existencia de variables no definidas que afectan el comportamiento del índice colombiano (cambios en expectativas políticas y económicas, nacionales e internacionales, euro, dólar, etc.) a lo largo del año y que generaron alta volatilidad registrada en la ecuación de la varianza condicional. Esta es volátil, dado que los coeficientes tienen signos positivos (y no opuestos). Se dio la presencia del efecto apalancamiento con signo positivo con rezago de un mes, lo cual indica que se reaccionó más a las noticias buenas que a las malas (período caracterizado por el optimismo en lo económico). El R-cuadrado ajustado señala que el efecto total de las variables regresoras (incluyendo residuos rezagados) sobre el índice fue de 93.41%. Los correlogramas de los residuos confirman que la autocorrelación serial se ha eliminado. El Gráfico 10.5 indica que los residuos tienen una probabilidad del 18.48% de presentar homocedasticidad Arch y una probabilidad del 63.39% de tener una distribución normal.

Tabla 10.10 IGBCD. 2002.01-2008.05. EGARCH (0,1,1)

Dependent Variable: CPIGBCR
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 2004M05 2008M05
Included observations: 49 after adjustments
Convergence achieved after 50 iterations
Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(7) + C(8)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(9) *LOG(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	9.245784	11.81272	0.782697	0.4338
CPDJAR(-4)	0.398546	0.116588	3.418415	0.0006
DTESR(-4)	-3.448664	0.629349	-5.479732	0.0000
AR(1)	1.020507	0.030788	33.14623	0.0000
AR(7)	-0.136980	0.015740	-8.702570	0.0000
AR(12)	0.027701	0.011328	2.445313	0.0145
Variance Equation				
C(7)	0.547108	0.265106	2.063730	0.0390
C(8)	0.536168	0.116855	4.588323	0.0000
C(9)	0.866165	0.054517	15.88799	0.0000

R-squared	0.941024	Mean dependent var	18.70871
Adjusted R-squared	0.934166	S.D. dependent var	43.04530
S.E. of regression	11.04460	Akaike info criterion	7.311112
Sum squared resid	5245.281	Schwarz criterion	7.658589
Log likelihood	-170.1222	Hannan-Quinn criter.	7.442944
Durbin-Watson stat	1.652634		

Fuente: Cálculos del autor.

Los resultados de la regresión EGARCH se plantean así:

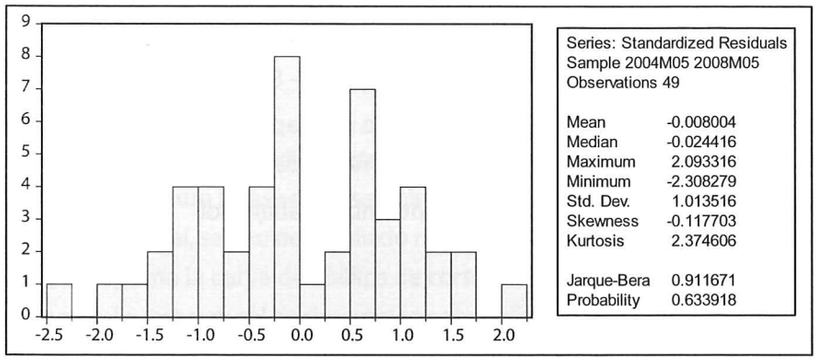
- $CPIGBCR_t = 9.24 + 0.398*CPDJAR_{t-4} - 3.44 *DTESR_{t-4} + 1.02* U_{t-1} - 0.137* U_{t-7} + 0.027* U_{t-12}$.
- $Log\ (\sigma^2_t) = 9.24 + 0.536*(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 0.866\ Log\ (\sigma^2_{t-1})$

En conclusión, a través de dos ejercicios se ha logrado demostrar la integración del mercado accionario colombiano a los mercados internacionales, al estar los inversionistas comparando los precios de las acciones colombianas con los extranjeros, dada la posibilidad de ejecutar transacciones internacionales. El índice de la Bolsa de Valores de Colombia no solamente fue afectado por las variables macroeconómicas colombianas sino también por el Dow Jones que es el más importante del mundo. La comparación de los dos modelos tratados hace

pensar que el IGBC es más sensible a los cambios mensuales del Dow Jones que a los cambios anuales de este. De los indicadores macroeconómicos que afectan al IGBC, el más importante fue la rentabilidad de los Tes.

Gráfico 10.5 Heterocedasticidad ARCH y Normalidad en residuos EGARCH para IGBCD. 2004.05-2008.05.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	1.812320	Prob. F(1,46)	0.1848
Obs*R-squared	1.819434	Prob. Chi-Square(1)	0.1774



Fuente: Cálculos del autor.

Bibliografía

Antelo Callisperis, Eduardo (1994). El Capital Asset Pricing Model. Un Test Para El Mercado Financiero Boliviano. Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas., UDAPE. Volumen 9.

Black, F. (1976). Studies in stock price volatility changes. Proceedings of the 1976 Meeting of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, pp. 177-181.

Bollerslev,T (1986). Generalized Autorregressive Conditional Heteroscedasticity. Journal of Econometrics, vol. 31, pp. 307-326.

Burbano, P. Antonio (1997). El Modelo CAPM en Colombia. Facultad de Ciencias de la Administración. Universidad de los Andes, Monografía No. 47, Abril.

Gujarati, Damodar (2003). Econometría Básica, pp. 108-113. Editorial McGraw Hill.

Guzmán Plata, María de la Paz (1998). Los modelos CAPM y ARCH-M. Obtención de los coeficientes beta para una muestra de 33 acciones que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores Economía. Teoría y Práctica. Nueva Época, Número 9.

Markowitz, H. M. (1952). Portfolio Selection. Journal of Finance.

Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. Journal of Economic Theory, vol. 13, pp. 341-360.

Sharpe, William F. (1964). Capital Asset Prices. A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. Journal of Finance, XIX (3): 425-42.

Tobin, James (1958). Liquidity Preference as Behavior Towards Risk. The Review of Economic Studies, No. 67, febrero; pp 65 – 85.

Warnes, Ignacio (1998). Un estudio empírico del Capital Asset Pricing Model en Argentina, Brasil, México y Chile. Universidad Torcuato Di Tella.

www.fce.unl.edu.ar/mae/newsletter/septiembre-trabajo.pdf

Capítulo 11

La curva de Phillips y la tasa natural de desempleo

La teoría de la Curva de Phillips[1] en su versión original, estableció que hay una relación inversa entre la tasa de desempleo y la de los salarios nominales. A partir de la teoría original, se han desarrollado muchas adaptaciones que incluyen conceptos tales como la curva de Phillips de corto y largo plazo, y la tasa natural de desempleo. La tasa natural de desempleo es aquella que permanece estable en el largo plazo y que está relacionada con una tasa de inflación cero en el caso de los Estados Unidos, pero para el caso colombiano se relaciona con un nivel de inflación promedio histórica y una tasa de crecimiento potencial o promedio histórico de crecimiento del PIB real, de tal forma que si la tasa de desempleo es menor que la tasa natural, es porque el PIB real debió haber crecido a una tasa superior a la potencial lo que produjo un incremento acelerado de la inflación.[2]

Debido a que la tasa de desempleo en Colombia se ha publicado trimestralmente por el Departamento Nacional de Estadística, DANE, se construyeron series trimestrales con los datos desde marzo de 1976 hasta junio de 2008. Es necesario aclarar que la publicación de la tasa de desempleo usualmente produce dudas entre los ciudadanos, los analistas y los críticos de la oposición política de turno; suba o baje la tasa, siempre hay razones para desconfiar de ella, ya sea porque

1 Phillips, A.W.(1958). The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861-1957. Economica, Noviembre, vol. 25, pp. 283-299.

2 Dornbusch, R, Fischer, S y Startz, R. (2001). Macroeconomía. Octava edición. McGraw- Hill. Madrid.

se critique la metodología deficiente o la definición de lo que se considera como desempleo. Recientemente, en el 2000 se cambió la metodología para su medición y se empezó a publicar mensualmente; sin embargo, para efectos prácticos esto no afecta el análisis pues este toma datos a partir de 2001. Antes de comenzar a hablar sobre la curva de Phillips, vale la pena hacer unos comentarios sobre el comportamiento de la tasa de desempleo desde 1976 hasta el 2011, así se haya cambiado la metodología en su medición. El Gráfico 11.1 y la Tabla 11.1 muestran cómo el desempleo fluctuó entre el 10% y el 13% para los años 1976-1994; esta relativa estabilidad se rompe al incrementarse en forma constante del 10%, en 1994, al 20% en el 2000; a partir de entonces se redujo gradualmente a niveles del 11%-12%. A pesar del cambio de metodología por parte del DANE, la tasa de desempleo muestra una continuidad muy consecuente con el comportamiento del ciclo económico que da la sensación de no haber generado cambios en su medición. Para conocer detalles, el lector debe ver los archivos.

Hay economistas que dudan que en Colombia se pueda medir la tasa natural de desempleo con facilidad, es decir, encontrar un valor específico para dicha tasa; sin embargo, hay investigadores[3,4] que reconocen el haber realizado avances metodológicos (usando el filtro de Kalman[5] y el de Hodrick-Prescott[6]), planteando diferentes modelos y reconociendo la dificultad de escoger entre ellos el mejor, pero no han llegado a resultados concretos, por ejemplo, la tasa natural de desempleo es 12.5%. Con base en lo anterior se ha procedido a tomar el planteamiento de Blanchard[7] descrito en el libro de Gujarati,[8] el cual hace una medición aproximada[9]

3 López. Enrique y Martha Misas (1999). Un Examen Empírico de la Curva de Phillips en Colombia. Subgerencia de Estudios Económicos. Banco de la República. Bogotá. Marzo.

4 Henao, Marta Luz y Norberto Rojas Delgadillo (1998). La Tasa Natural de Desempleo en Colombia. Archivos de Macroeconomía, documento 089. Departamento nacional de Planeación. Junio.

5 Kalman, R. E. (1960). A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems. Transaction of the ASME—Journal of Basic Engineering. pp. 35-45. March 1960.

6 Hodrick, R. and E. Prescott (1980). Post-War US Business Cycles: An empirical investigation. (Mimeo Carnegie-Mellon University).

7 Blanchard, Olivier (1997). Macroeconomics, Capítulo 17. Editorial Prentice Hall. Englewood Cliffs, N. J. Es importante aclarar que algunos

8 Gujarati, Ibidem. pp. 179-182.

9 Algunos pares recomendaron el uso de los filtros de Kalman y de Hodrick-Prescott, pero se insistió en el objetivo que es el uso de métodos sencillos que den resultados acertados o aproximados.

de la tasa a través de unos cálculos de fácil comprensión para el lector, aspecto considerado como prioritario. Más adelante se mostrarán estadísticas recientes sobre la tasa de desempleo que corroboran lo imprecisos o deficientes que son los modelos mencionados. A continuación se resumen las variables de la curva de Phillips, que son las siguientes:

- π_t = Tasa de inflación del periodo t
- UN_t = Tasa de desempleo del periodo t
- $\overline{U}$ = Tasa natural de desempleo
- ε_t = Error del período t

La curva de Philips se expresa así:

$$(1)\ \pi_t - \pi_t^e = \beta_2 [\, UN_t - \overline{U} \,] + \varepsilon_t$$

Como π_t^e no es registrada o no es observada directamente, se asume que $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ y se sustituye en la ecuación anterior, transformándola en:

$$(2)\ \pi_t - \pi_{t-1} = \beta_1 + \beta_2 UN_t + \varepsilon_t$$

la cual implica que:

$$\beta_2 [\, UN_t - \overline{U} \,] = \beta_1 + \beta_2 UN_t \text{ y despejando, } \beta_1 = -\beta_2 \overline{U} \rightarrow \overline{U} = \frac{\hat{\beta}_1}{\hat{\beta}_2}$$

Es decir, que podemos encontrar un valor aproximado para $\overline{U}$. Recuérdese que $\overline{U}$ es cambiante en el largo plazo ya que hay cambios demográficos y estructurales: tasa de natalidad, emigración, envejecimiento, informalidad en la economía, más cambios en el ciclo económico, etc.

Antes de pasar a los casos, debe conocerse el comportamiento de la tasa de desempleo al menos durante un período reciente; desde enero de 2001 hasta diciembre de 2010.

La gráfica de la tasa de desempleo deja entrever que este se comporta en forma estacional, con una periodicidad semestral (ver correlogramas en archivos Eviews), específicamente la tasa de desempleo toca su nivel más bajo en noviembre y diciembre y se aumenta en enero, igualmente se reduce en mayo-junio y se eleva en los meses siguientes. La inflación, por el contrario, no es estacional sino que se caracteriza por ser fuertemente autorregresiva, por ejemplo, la inflación de este mes depende de la fuerza que la inflación traiga desde los meses pasados.

Observe el Gráfico 11.2 para el mismo período; hay años en que la inflación muestra una tendencia definida a la caída (2002-2006), tendencia alcista (2006-2008) y tendencia a la baja (2008-2010).

Gráfico 11.1. La tasa de desempleo (Un), Enero 2001-Diciembre 2010

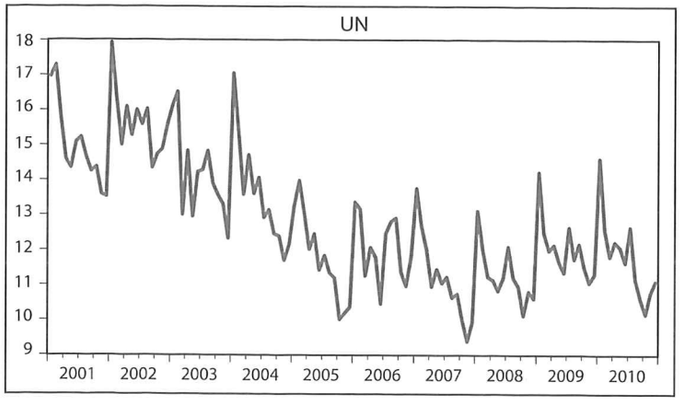
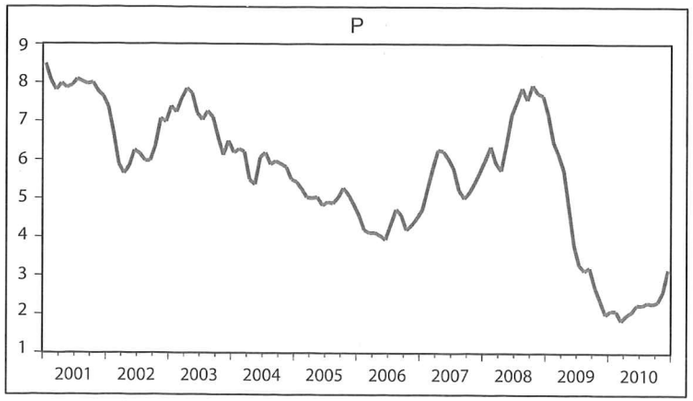


Gráfico 11.2 La tasa de inflación (P), Enero 2001-Diciembre 2010

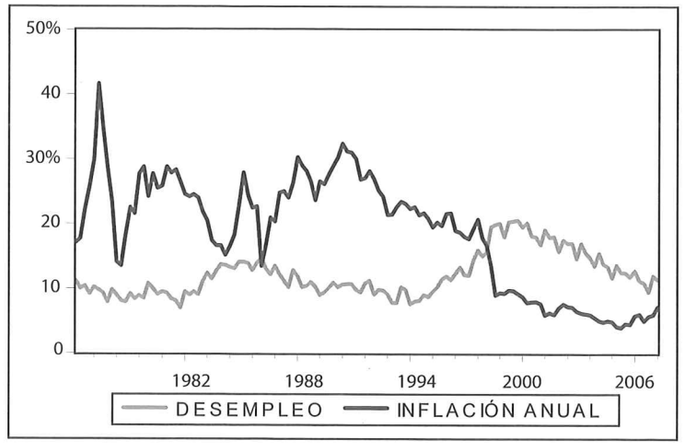


11.1. La curva de Phillips, 2001-2011.05

Una ligera exploración a la tasa de desempleo (UN) y la tasa de inflación (P) para diferentes períodos anuales da la idea que la curva de Phillips sí se da en Colombia; el período 1976-1991 tuvo en promedio menor tasa de desempleo y mayor tasa de inflación que el período 1992-2008, además, la correlación de los datos anuales es negativa para ambos casos, lo que garantizaría la negatividad

de la pendiente de la ecuación como lo indica la teoría, ver Gráfico 11.3 y Tabla 11.1, sin embargo, para 2001-2011 con datos mensuales, parece que no se diera, dado que la correlación es positiva. Para las pruebas y regresiones, la variable "$d\pi$" (es lo mismo que "$d\pi$" por facilidad de notación) es igual a la primera diferencia aritmética de la tasa de inflación y "dun" es la primera diferencia aritmética de la tasa de desempleo, UN.

Gráfico 11.3 Tasas anuales de desempleo e inflación para 1976-2008



Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 11.4 dp y dun mensuales para 2001-2011.05

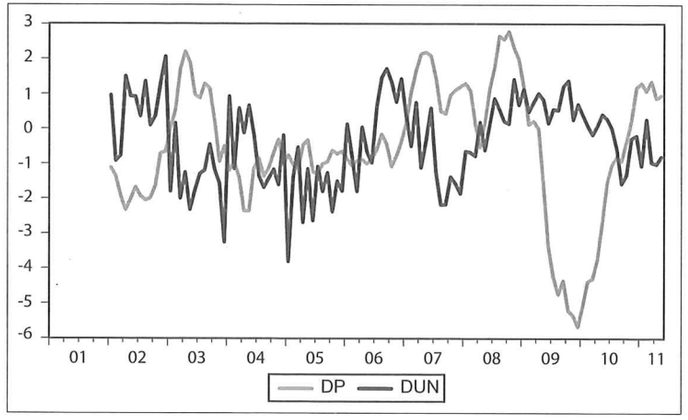


Tabla 11.1 Tasas anuales de desempleo e inflación para 1976-2008 y tasas mensuales para 2001-2011.05

PERÍODO	DESEMPLEO ANUAL	INFLACIÓN ANUAL	Correlación
	Promedio	Promedio	
1976-1991	10.7	24.43	-0.3556
1992-2008	13.7	13.05	-0.5742
1976-2008	12.2	18.65	-0.6393
2001-2011.05(mensual)	12.8	5.47	0.4629

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 11.2 Estadísticos de inflación (P) y tasa de desempleo (UN). 2001.01-2011.05

Sample: 2001M01 2011M05		
	P	UN
Media	5.477440	12.80385
Mediana	5.770000	12.46563
Máximo	8.490000	17.92390
Mínimo	1.840000	9.388252

Fuente: Cálculos del autor.

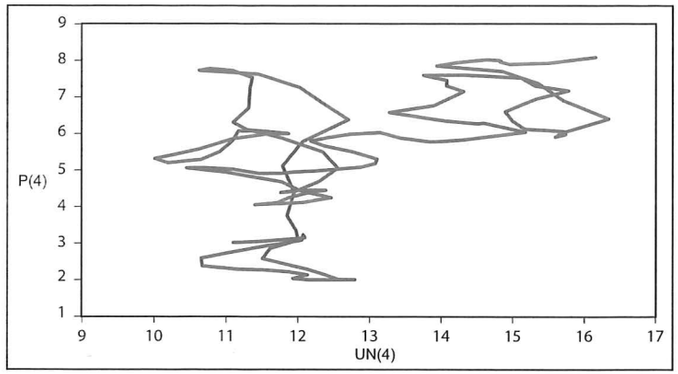
Se puede explorar a través de promedios móviles si se ha dado una relación entre la tasa de inflación y la tasa de desempleo. Se generaron las series P(4), P(12), UN(4) y UN(12). El Gráfico 11.5 muestra que para P(4) y UN(4), P(12) y UN(12), que cuando la inflación fue menor al 5% aproximadamente, la tasa de desempleo se mantuvo entre el 11% y el 12%; cuando la tasa de inflación superó el 5%, la tasa de desempleo fluctuó entre el 10% y el 17%. Esto no corresponde a la relación inversa que se debería dar entre las tasas de inflación y las tasas de desempleo, tal como lo pretende la curva de Phillips.

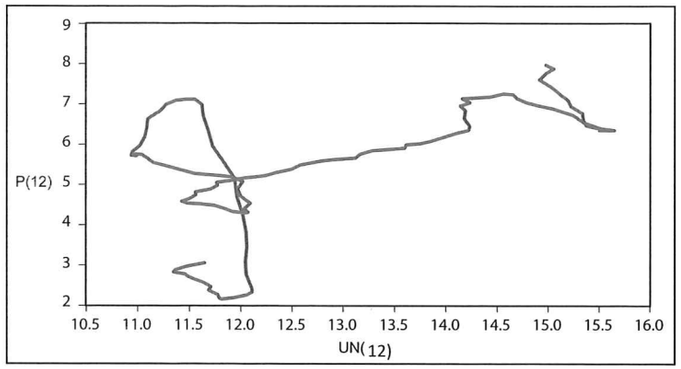
Tabla 11.3 Estadísticos para los promedios móviles, 2001.01-2011.05

	P4	UN4	P12	UN12
Media	5.454180	12.76025	5.367476	12.67881
Mediana	5.797500	12.16403	5.650833	12.01880
Máximo	8.085000	16.34659	7.972500	15.65269
Mínimo	1.995000	10.00924	2.155000	10.93772

Fuente: Cálculos del autor

Gráfico 11.5 Promedios móviles para Inflación y desempleo, 2001.01-2011.05





La fórmula de la curva de Philips maneja la primera diferencia de la tasa de inflación, "$d\pi = \pi_t - \pi_{t-1}$", primera diferencia que es estacionaria de acuerdo con la prueba ERS. Aunque la tasa de desempleo es estacionaria, se generó la variable "*dun*" como la primera diferencia de la tasa de desempleo que también es estacionaria. Se corrieron las regresiones para el período 1976-2008 y para los subperíodos 1976-1991 y 1991-2008. La partición se hizo en 1991, dada la reforma laboral que se hizo en 1992 durante la presidencia de Gaviria. Se usó la tasa de desempleo trimestral y tasa de inflación anual para cada trimestre, sin embargo, en ningún modelo, la estacionaria "*dun*" resultó significativa, es decir, que los cambios en la tasa de desempleo no afectaban los cambios en la tasa de inflación lo que lleva a la conclusión de que la curva de Phillips no se da en Colombia.

Afortunadamente, el DANE empezó a publicar la tasa de desempleo mensualmente desde enero de 2001, lo que permitió hacer regresiones para enero de 2001

hasta abril de 2008. La Tabla 11.4 muestra los estadísticos de las dos series: la tasa de desempleo promedio fue del 13.27%, mientras que la inflación promedio ha sido del 6.5%; ambas series tienen distribución normal. Para este período la inflación anual (π) no es estacionaria, por lo que se usó su primera diferencia (dπ); por el contrario, la tasa de desempleo, UN, sí es estacionaria. La Tabla 11.5 resume los resultados de la prueba ERS aplicada a la tasa de inflación anual correspondiente a cada mes y la tasa de desempleo

Tabla 11.4 Estadísticos de la inflación (π) anual y tasa de desempleo (UN). 2001.01-2008.04

	UN	π
Media	13.26287	6.513879
Mediana	13.15872	6.201181
Máximo	17.92390	10.00313
Mínimo	9.388252	3.938248

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 11.5 Prueba de estacionariedad ERS para (π, UN). 2001.01-2008.04

Null Hypothesis: P has a unit root
Exogenous: Constant
Sample: 2001M01 2009M09
Included observations: 105

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		7.918035
Test critical values:	1% level	1.948000
	5% level	3.113000
	10% level	4.178000

Null Hypothesis: UN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Sample (adjusted): 2001M01 2008M04
Included observations: 88 after adjustments

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		2.730126
Test critical values:	1% level	4.250400
	5% level	5.659200
	10% level	6.785200

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 11.6 Pruebas de Granger y Johansen. 2001.01-2008.04

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 2001M01 2008M04
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
Dπ does not Granger Cause UN	82	0.24850	0.9392
UN does not Granger Cause Dπ		1.44578	0.2186

Johansen Test
Series: UN, Dπ
Lags interval: 1 to 4

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	0	0	0	2
Max-Eig	0	0	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: Cálculos del autor.

Las Tablas 11.5 y 11.6 muestran las pruebas de Granger y Johansen respectivamente; la de Granger no encuentra causalidad direccional tipo Granger de la tasa de desempleo, UN, hacia el cambio en la tasa de inflación, dπ. La de Johansen solamente encuentra dos vectores de cointegración cuando se asume intercepto y tendencia y la tendencia de los datos es cuadrática. A pesar de los argumentos en contra, se ensayaron varias regresiones, la mejor fue la hecha con MCO, Tabla 11.7, aplicada a la ecuación (2) la cual muestra que se podría dar una débil relación inversa entre la inflación y la tasa de desempleo. La variable dependiente, $d\pi$, fue explicada por la tasa de desempleo rezagada un mes, con un nivel de confianza del 10%. El coeficiente de la tasa de desempleo tiene signo negativo: un aumento del desempleo del 1% en el mes pasado produjo, en promedio, una reducción en la tasa de inflación anual de 0.028% para el mes actual. Hay fuerte presencia de residuos rezagados lo cual indica que otros factores diferentes a cambios en la tasa de desempleo afectaron el comportamiento de la inflación y que ejercieron su efecto a lo largo del año. La capacidad explicativa de estos residuos rezagados y la tasa de desempleo se cuantifica en un R-cuadrado del 26.9%. La prueba F dice que los coeficientes son significativos en forma conjunta.

Tabla 11.7 MCO para la curva de Phillips. 2001.01-2008.04

Dependent Variable: DP
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2002M03 2008M05
Included observations: 75 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.334513	0.226818	1.474812	0.1448
UN (-1)	-0.028673	0.017160	-1.670893	0.0993
AR(1)	0.363059	0.119263	3.044191	0.0033
AR(8)	-0.211021	0.119513	-1.765667	0.0819
AR(12)	-0.390886	0.100489	-3.889834	0.0002
AR(13)	0.218520	0.110403	1.979299	0.0518

R-squared	0.318408	Mean dependent var	-0.024377
Adjusted R-squared	0.269017	S.D. dependent var	0.307297
S.E. of regression	0.262732	Akaike info criterion	0.241251
Sum squared resid	4.762926	Schwarz criterion	0.426650
Log likelihood	-3.046917	F-statistic	6.446705
Durbin-Watson stat	1.802477	Prob(F-statistic)	0.000057

Fuente: Cálculos del autor.

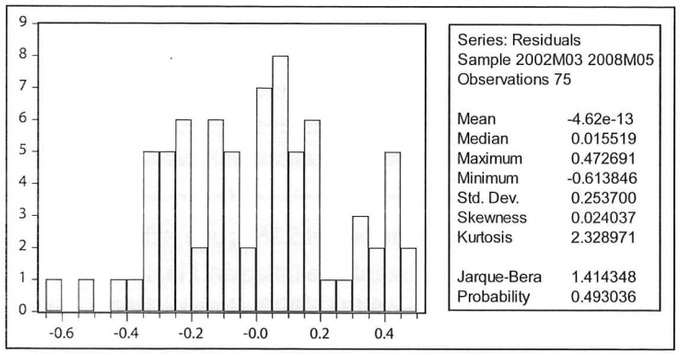
La Tabla 11.8 resume los resultados de las pruebas para los residuos del MCO anterior. La prueba de Breusch-Godfrey acepta la hipótesis de no autocorrelación en un 13.64%; la prueba de White corrobora que los residuos son homocedásticos con un 59.96%; la prueba para la heterocedasticidad ARCH acepta la hipótesis nula de homocedasticidad en 58.14%. El Gráfico 11.6 muestra la prueba de Jarque-Bera que señala que los residuos son normales en un 49.3%.

Tabla 11.8 Pruebas de autocorrelación y homocedasticidad de los residuos de la curva de Phillips.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	2.052632	Probability	0.136395
Obs*R-squared	4.330127	Probability	0.114743
White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	0.514997	Probability	0.599686
Obs*R-squared	1.057779	Probability	0.589259
ARCH Test:			
F-statistic	0.306679	Probability	0.581441
Obs*R-squared	0.313861	Probability	0.575320

Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 11.6 Normalidad de los residuos de la Curva de Phillips



Fuente: Cálculos del autor

Teóricamente, la ecuación de la curva de Phillips para 2001.01-2008.05 es:

- $D\pi_t = 0.3345 - 0.02867*UN_t + 0.36*U_{t-1} - 0.21*U_{t-8} - 0.39*U_{t-12} + 0.218*U_{t-13}$

Si se aplica el método sugerido por Blanchard, esta ecuación nos lleva a encontrar en forma aproximada la **Tasa natural de desempleo** para el período del 11.66% aproximadamente:

- $\bar{U} = \dfrac{\hat{\beta}_1}{\hat{\beta}_2} = 0.334513 / 0.028673 = 11.66\%$

Sin embargo, se corrió una regresión para el período Enero/2001- Mayo/2011, con excelentes estadísticos correspondientes a los residuos (ver archivos)

- $D\pi_t = 0.307745 - 0.032348*UN_t + 1.29*U_{t-1} - 0.57*U_{t-2} - 0.33*U_{t-3} + 0.71*U_{t-4} - 0.36U_{t-5} - 0.09U_{t-12}$

- $\bar{U} = \dfrac{\hat{\beta}_1}{\hat{\beta}_2} = 0.307745 / 0.032348 = 9.51\%$

Si aplicamos la misma fórmula de Blanchard, el resultado es desilusionante porque la tasa natural de desempleo (9.51%) es casi igual a la mínima tasa de desempleo encontrada para el período, 9.38%, como puede verse en la Tabla 11.2, siendo esto contradictorio con la definición de tasa natural de desempleo ya que esta debe moverse hacia la tasa promedio de desempleo, 12.8%, que corresponde a una tasa de inflación promedio del 5.48%. Lo anterior hace que el éxito de la regresión MCO de la Tabla 11.7 se desvanezca.

Obviamente el modelo de Blanchard[10] al igual que otros[11] modelos, no es capaz de concretar una tasa natural de desempleo para el caso colombiano. Se puede concluir que hay dificultades para la medición de la tasa natural pues esta es cambiante; cada recesión o expansión, migración o desplazamientos poblacionales, deserción escolar, alteran las tasas de desempleo y la tasa natural. Ante la dificultad de encontrar una verdadera tasa natural de desempleo, se aconseja[12] tomar como "proxy" la tasa media de desempleo del promedio móvil P(12) o 12.7% que corresponde a una tasa de inflación del 5.36%; una reducción del desempleo por debajo del 12.7% puede incrementar la inflación. Finalmente, a pesar de que no se dio la curva, de todos modos debió haber alguna relación entre inflación y desempleo que se intenta descubrir en el siguiente aparte.

11.2. Relación entre la tasa de desempleo y la tasa de inflación. 2001.01-2011.05

Los análisis de las series de la tasa de desempleo e inflación para el período enero de 2001 y mayo de 2011, indican que sí hubo una relación entre ellas.

Para este ejemplo se ha construido dos series: "***dun***" o primera diferencia trimestral de la tasa de desempleo mensual, $dun_t = un_t - un_{t-3}$; "***dp***" o primera diferencia trimestral de la tasa de inflación mensual, $dp_t = p_t - p_{t-3}$. También se introdujeron dicotómicas mensuales para la tasa de desempleo pero no resultaron significativas.

Siguiendo el orden establecido, la Tabla 11.9 muestra que las series ***dp*** y ***dun*** son estacionarias al nivel de confianza del 90% de acuerdo con la prueba de estacionariedad ERS. La Tabla 11.10 resume las pruebas de Granger realizadas para rezagos de dos y tres trimestres lo cual permite concluir que para ambos rezagos se acepta la hipótesis alternativa de que ***dun*** sí causa Granger a ***dp*** dado que la probabilidad de aceptar la hipótesis nula es menor del 5%; por el contrario, la causalidad de ***dp*** hacia dun apenas supera el 5% de probabilidad de aceptar la hipótesis nula. De todos modos, es claro que es más fuerte la causalidad direccional de dun hacia ***dp***

10 Parece ser muy consistente en el caso de Estados Unidos. Dornbusch, R, Fischer, S y Startz, R. Macroeconomía. Octava edición. McGraw- Hill. Madrid. 2001.

11 López. Enrique y Martha Misas. Ibídem.

12 Es una recomendación del autor.

que de ***dp*** hacia ***dun***. La Tabla 11.11 resume las pruebas de Johansen para todas sus variaciones, estableciendo la existencia de dos vectores de cointegración para cada caso, corroborando una relación de equilibrio de largo plazo entre las variaciones de la tasa de desempleo y las variaciones de la tasa de inflación.

Tabla 11.9 Estacionariedad ERS para dπ y UN

Null Hypothesis: DP has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=12)		
Sample (adjusted): 2002M01 2011M05		
Included observations: 113 after adjustments		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		1.868065
Test critical values:	1% level	1.944800
	5% level	3.117800
	10% level	4.190800
Null Hypothesis: DUN has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Included observations: 113 after adjustments		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		6.288475
Test critical values:	1% level	4.232700
	5% level	5.642600
	10% level	6.799100
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)		

Tabla 11.10 Pruebas de Granger para rezagos de dos y tres trimestres

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 2001M01 2011M05			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DUN does not Granger Cause DP	120	3.54563	0.0320
DP does not Granger Cause DUN		2.64864	0.0751
Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 2001M01 2011M05			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DUN does not Granger Cause DP	119	3.53571	0.0171
DP does not Granger Cause DUN		2.48775	0.0641

Tabla 11.11 Prueba de Johansen

Sample: 2001M01 2011M05
Included observations: 117
Series: DP DTD
Lags interval: 1 to 4

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Tabla 11.12 EGARCH(1,1,0)

Dependent Variable: DP
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 2003M02 2011M05
Included observations: 100 after adjustments
Convergence achieved after 50 iterations
Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(13) + C(14)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(15)*LOG(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.128460	0.041476	-3.097254	0.0020
DTD(-2)	-0.035320	0.007209	-4.899287	0.0000
DTD(-3)	-0.036297	0.007249	-5.007337	0.0000
DTD(-6)	-0.025470	0.013499	-1.886843	0.0592
DTD(-9)	-0.037081	0.009680	-3.830556	0.0001
AR(1)	0.946521	0.029004	32.63393	0.0000
AR(3)	-0.686990	0.043391	-15.83249	0.0000
AR(4)	0.637391	0.039807	16.01210	0.0000
AR(6)	-0.381573	0.047101	-8.101146	0.0000
AR(7)	0.255121	0.038123	6.692131	0.0000
AR(12)	-0.386021	0.028870	-13.37107	0.0000
AR(13)	0.300064	0.032240	9.307115	0.0000
Variance Equation				
C(13)	-4.642581	0.257086	-18.05851	0.0000
C(14)	1.037888	0.142221	7.297727	0.0000
C(15)	-0.518213	0.101962	-5.082396	0.0000

R-squared	0.826101	Mean dependent var	-0.124000
Adjusted R-squared	0.804363	S.D. dependent var	0.763706

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

S.E. of regression	0.337794	Akaike info criterion	0.635627
Sum squared resid	10.04119	Schwarz criterion	1.026403
Log likelihood	-16.78137	Hannan-Quinn criter.	0.793781
Durbin-Watson stat	1.248598		

Fuente: Cálculos del autor.

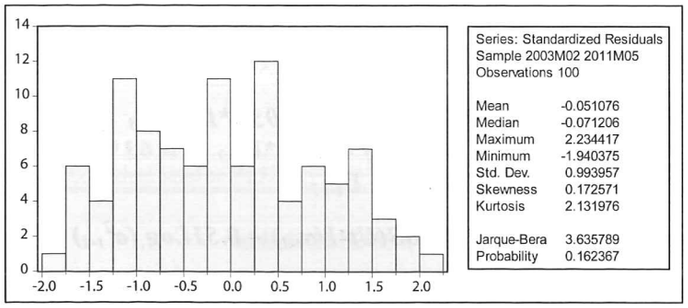
La mejor regresión fue un EGARCH(1,1,0) con las siguientes ecuaciones:

- $DP_t = -0.128 - 0.035*DUN_{t-2} - 0.036*DUN_{t-3} - 0.025*DUN_{t-6} - 0.037*DUN_{t-9} + 0.94*U_{t-1} - 0.68*U_{t-3} + 0.63*U_{t-4} - 0.38*U_{t-6} + 0.25U_{t-7} - 0.38*U_{t-12} + 0.30*U_{t-13}$
- $Log(\sigma^2_t) = -4.64 + 1.03*ABS(Ut\text{-}1/\sigma_{t-1}) - 0.51Log(\sigma^2_{t-1})$

La dun resultó significativa para dos, tres, seis y nueve trimestres rezagados, es decir que incrementos en la tasa de desempleo produjeron cambios en la tasa de inflación hasta por mueve trimestres, es decir, dos años y un trimestre. Todos los coeficientes tienen signos negativos como era de esperar. La suma de los coeficientes da 0.1341 aproximadamente; esto significa que un incremento de la tasa de desempleo en 1% pudo reducir la tasa de inflación en 0.1341% a lo largo de nueve trimestres, lo cual es un efecto insignificante que da a entender que la inflación no se cura a punta de generar desempleo sino a través de otras medidas. La verdad es que se sabe que el desempleo es un efecto colateral e indeseado de la lucha contra la inflación y que no se pretende reducir la inflación a través de la generación del desempleo. Regresando a la regresión, hubo la necesidad de incluir residuos rezagados como regresores que ayudaron a eliminar la autocorrelación serial de los residuos; recuerde que los residuos incluyen otras variables o factores no identificados en la regresión y que explican el comportamiento de la inflación. La interacción de la variable conocida, dun, y las otras desconocidas lograron explicar el comportamiento de dp en un 80.43% como lo señala el R-cuadrado ajustado; recuérdese que lo importante no era lograr un R cuadrado alto, cercano a uno, sino ver si la variable regresora dun tenía la capacidad para explicar el comportamiento de la inflación. La ecuación de la varianza condicional no mostró asimetrías o efecto de apalancamiento significativo.

Gráfico 11.7 Pruebas de los residuos

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.279251	Prob. F(1,97)	0.5984
Obs*R-squared	0.284191	Prob. Chi-Square(1)	0.5940



Fuente: Cálculos del autor.

El Gráfico 11.7 muestra los resultados de la prueba de heterocedasticidad ARCH, concluye que los residuos son homocedásticos arch y que de acuerdo con el Jarque-Bera, tienen una probabilidad del 16.23% de ajustarse a una distribución normal.

En conclusión, se ha mostrado en este aparte que incrementos en la tasa de desempleo sí ejercieron un efecto, aunque muy pequeño, en la reducción de la tasa de inflación durante el período 2001-2011. La interpretación del resultado es fácil: un aumento en la tasa de desempleo reduce los niveles del consumo y de la demanda agregada lo que da como resultado una reducción de la tasa de inflación, pero queda claro que en el caso colombiano este no es el camino más eficiente para reducir la inflación.

Bibliografía

A. Banerjee, J. J. Dolado, J. W. Galbraith, and D. F. Hendry (1993) Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Oxford University Press, Oxford.

Castaño, Hugo López (1986). La Misión Chenery: una invitación a pensar en el mediano y largo plazo. Lecturas de Economía, u. 20, mayo-agosto, pp. 153-175. Centro de Investigaciones Económicas. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad de Antioquia.

Greene, William H. (2000). Econometric Analysis, cuarta edición. Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.

Gujarati, Damodar (2003). Econometría básica. Ed. McGraw-Hill.

Henao, Marta Luz y Norberto Rojas Delgadillo (1998). La Tasa Natural de Desempleo en Colombia. Archivos de Macroeconomía, documento 089. Departamento nacional de Planeación. Junio.

Johnston, J. (1984). Econometric Methods. Tercera edición. McGraw-Hill, Nueva York.

Judge, George G., Carter R. Hill, William E. Griffiths, Helmut Lutkepohl y Tsoung-Chao Lee (1984). Theory and Practice of Econometrics, John Wiley & Sons, Nueva York.

López. Enrique y Martha Misas (1999). Un Examen Empírico de la Curva de Phillips en Colombia. Subgerencia de Estudios Económicos. Banco de la República. Bogotá. Marzo.

Maddala, G.S. (1992). Econometría. Ed McGraw-Hill.

Novales, Alfonso (1993). Econometría. 2da. edición. Ed. McGraw-Hill.

P. Perron (1988) Trends and random walks in macroeconomic time series. Journal of Economic Dynamics and Control 12, 297–332.

Pindyck, Robert y Daniel Rubinfeld (2002). Modelos econométricos y pronóstico económico. Ed. McGraw-Hill.

Pulido, Antonio (1987). Modelos econométricos. 2da. edición. Ed. Pirámide

Wooldridge, Jeffrey M. (2001) Introducción a la Econometría. Un enfoque moderno. Editorial Thomson-Learning.

Blanchard, O. (2000). Macroeconomía. Segunda edición. Prentice Hall. Madrid.

De Gregorio Rebeco, Jose F. (2007). Macroeconomía: teoría y políticas. 1a ed., México. Pearson Educación.

Delong, J. Bradford (2002). Macroeconomía. McGraw-Hill. Madrid.

Dornbusch, R, Fischer, S y Startz, R. (2001). Macroeconomía. Octava edición. McGraw- Hill. Madrid.

Mankiw, N.G. (2001). Macroeconomía. Cuarta edición. Antoni Bosch editor. Barcelona.

Samuelson, Paul A. y Nordhaus, Willliam D.(1986). Economía, McGraw-Hill, México.

Capítulo 12

La demanda agregada dinámica

El objetivo[1] de este capítulo es demostrar la validez econométrica de la curva de demanda agregada dinámica en Colombia, curva que presenta los cambios en la tasa de inflación como variable dependiente y las variables independientes son consumo privado, gasto público, inversión privada y pública, exportaciones e importaciones, la oferta de dinero y la tasa de crecimiento del PIB real, tal como se desarrolló en el punto 13 del capítulo 1. Mientras que este ejemplo pretende ver el efecto conjunto de todas las variables de la demanda agregada sobre la inflación, hay otro estudio con un enfoque diferente como el de Mora[2] que construye una demanda agregada dándole prelación a la tasa de interés y la tasa de cambio, dentro de un esquema de mecanismo de transmisión de la política monetaria, descartando los otros componentes de la ecuación de la demanda. Conocedores de que la inflación tiene variadas causas, estas regresiones solo mostrarán el impacto de la demanda agregada en la inflación.

12.1. La demanda agregada con datos anuales, 1950-1998

Se corrió la regresión con datos anuales y trimestrales. Se intentó construir una regresión con datos a partir de 1926, pero no se obtuvo alguna que cumpliera

1 Es difícil encontrar un estudio sobre la demanda agregada para el caso colombiano.

2 Mora Quiñones, Rocío. El Indice de Condiciones Monetarias en Colombia. http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra158.pdf.

con los supuestos econométricos, tal vez por culpa de la altísima volatilidad de las variables a comienzos de la década de los años treinta por lo que se decidió partir desde 1950. La función de demanda agregada tiene a los cambios inflacionarios como variable dependiente y considera como variables explicativas los cambios en la oferta de dinero, el PIB real, consumo de los hogares, déficit fiscal o gasto público, inversión privada y pública y el sector externo representado por los saldos de la balanza comercial; esta última corresponde estrictamente a la diferencia de exportaciones totales menos importaciones totales, sin incluir transferencias. A pesar de la inclusión de dicotómicas y de todas las variables explicativas anteriores con varios años de rezago, expresadas todas en cambios porcentuales, deflactadas y con su estacionariedad probada en los capítulos anteriores, las pocas variables significativas fueron: crecimiento en la oferta de dinero y crecimiento del PIB real: ***CPM1*** y ***COLG*** son el cambio porcentual de ***M1*** y la tasa de crecimiento del PIB real, respectivamente. Nótese que las variables significativas fueron precisamente las que aparecen en la versión simplificada de la demanda agregada en el punto 13 del capítulo uno.

$$\pi = m + \frac{1}{\varphi}(Y_t - Y_{t-1})$$

Después de correr varias regresiones, la mejor es un EGARCH(1,1,0) tal como se ve en la Tabla 12.2. De todas las variables que componen la demanda agregada, solamente el cambio porcentual de la oferta de dinero ***M1*** rezagada un año ($cpm1_{t-1}$) y la tasa de crecimiento del PIB real (***colg***) resultaron significativas y sin rastros de multicolinealidad entre ellas, a pesar de que la oferta de dinero es componente de la demanda agregada. Las dos series son estacionarias de acuerdo con la prueba ERS; la Tabla 12.1 muestra la ERS para ***colg***. La suma de coeficientes del PIB real llegan a 1.15%, lo que significa que un incremento (decremento) del 1% del PIB real con un rezago de uno y tres años produjo un aumento (reducción) del 1.15% en la tasa de inflación anual.

Tabla 12.1 Estacionariedad ERS para colg

Null Hypothesis: COLG has a unit root
Exogenous: Constant
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)
Sample (adjusted): 1926 1997
Included observations: 72 after adjustments

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		2.558067
Test critical values:	1% level	1.905200
	5% level	3.031600
	10% level	4.024400

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

Tabla 12.2 Demanda Agregada. 1950-1998. EGARCH (1,1,0)

Dependent Variable: DP
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 1950 1998
Included observations: 49 after adjustments
Convergence achieved after 15 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(7) + C(8)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(9) *LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-8.303150	0.734674	-11.30182	0.0000
CPM1(-1)	0.129206	0.017807	7.255833	0.0000
COLG(-3)	0.513081	0.104661	4.902298	0.0000
COLG(-1)	0.646286	0.091554	7.059100	0.0000
AR(1)	-0.782265	0.034637	-22.58456	0.0000
AR(2)	-0.497347	0.040945	-12.14681	0.0000
Variance Equation				
C(7)	2.294044	0.631292	3.633884	0.0003
C(8)	-1.240916	0.533629	-2.325426	0.0200
C(9)	0.590073	0.114907	5.135221	0.0000

R-squared	0.323195	Mean dependent var	-0.109975
Adjusted R-squared	0.187834	S.D. dependent var	8.022481
S.E. of regression	7.229880	Akaike info criterion	6.351698
Sum squared resid	2090.847	Schwarz criterion	6.699175
Log likelihood	-146.6166	Hannan-Quinn criter.	6.483531
F-statistic	2.387652	Durbin-Watson stat	1.565590
Prob(F-statistic)	0.033101		

Fuente: Cálculos del autor.

Similarmente, un aumento del 1% en ***M1*** aumentó la inflación en 0.13% aproximadamente. También se usaron variables dicotómicas para tres períodos con base en los dos años de cambio de política económica (1967 y 1991): $D1 = 1$, para 1925-1967, 0 para otro; $D2 = 1$ para 1968-1991, 0 para otro. Ninguna de las dicotómicas fue significativa por lo que se puede decir que la regresión es estable para el período 1950-2008.

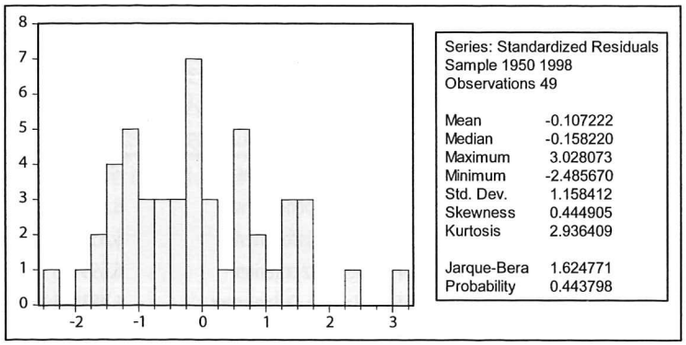
Las ecuaciones de la regresión son:

- $DP_t = -8.30 + 0.129*CPM1_{t-1} + 0.646*COLG_{t-1} + 0.513*COLG_{t-3} - 0.782*U_{t-1} - 0.497*U_{t-2}$
- $Log(\sigma^2_t) = 2.294 - 1.24*ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 0.59*Log(\sigma^2_{t-1})$

El R-cuadrado ajustado es 18.78%; este bajo resultado lleva a la conclusión de que la inflación colombiana es más un fenómeno de oferta agregada y no de demanda agregada o monetario. Los residuos de la regresión presentaron heterocedasticidad arch captada por la segunda ecuación, la varianza condicional, que no encontró efectos asimétricos. La autocorrelación serial fue eliminada. El Gráfico 12.1 muestra la prueba de heterocedasticidad arch indicando una probabilidad de 72.5% de homocedasticidad arch y el Jarque-Bera afirma que hay un 44.38% de probabilidad de que los residuos sean normales.

Gráfico 12.1 Normalidad de los residuos de la Demanda Agregada. 1950-1998.

ARCH Test:			
F-statistic	0.125251	Probability	0.725025
Obs*R-squared	0.130341	Probability	0.718078



Fuente: Cálculos del autor.

En la significancia de la variable colg, está implícita la significancia de otras variables de la demanda como el consumo, la inversión, etc. Solo que estadísticamente colg tuvo más potencia explicativa frente a las otras variables, de acuerdo con la prueba-t, prueba-F, etc. Aquí el propósito ha sido el de obtener regresiones fuertes desde el punto de vista de los estadísticos; dejar que los números hablen, sin sujetarse a las limitaciones de los modelos teóricos tal como se planteó desde el comienzo del libro.

12.2. La demanda agregada con datos trimestrales.1980-1997

Se repitió el procedimiento anterior con los datos trimestrales. Se incluyeron las mismas variables componentes de la demanda agregada, excepto las dicotómicas pues no había justificación dado que la mayor parte del período se había caracterizado por una similar política económica. El mejor modelo obtenido es un EGARCH(0,1,1) detallado en la Tabla 12.4 en el que las variables significativas son colg y la balanza comercial, ***BC***. Esta última se definió como $BC = XR - MR$, donde XR = tasa anual de crecimiento de las exportaciones deflactadas y MR es la tasa anual de crecimiento de las importaciones deflactadas. Las otras variables de la demanda fueron expresadas en la misma forma (ver archivo Excel y Eviews). La Tabla 12.3 muestra la prueba de estacionariedad ERS para ***colg*** y ***BC*** concluyendo que ambas son estacionarias.

Tabla 12.3 Estacionariedad ERS para Colg y BC

Null Hypothesis: COLG has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)		
Sample: 1980Q1 1997Q4		
Included observations: 72		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		2.048473
Test critical values:	1% level	1.905200
	5% level	3.031600
	10% level	4.024400
Null Hypothesis: BC has a unit root		
Exogenous: Constant		
Sample: 1980Q1 1997Q4		
Included observations: 72		

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		3.119708
Test critical values:	1% level	1.905200
	5% level	3.031600
	10% level	4.024400
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)		

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 12.4 Demanda Agregada. 1980-1997. EGARCH (0,1,1)

Dependent Variable: DP
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 1982Q4 1997Q4
Included observations: 61 after adjustments
Convergence achieved after 30 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(6) + C(7)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(8) *LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-1.098167	0.118961	-9.231342	0.0000
BC	0.021135	0.004078	5.183052	0.0000
COLG(-3)	0.247210	0.032686	7.563160	0.0000
AR(4)	-0.531309	0.088850	-5.979858	0.0000
AR(8)	-0.349480	0.079917	-4.373053	0.0000
Variance Equation				
C(6)	0.287463	0.149498	1.922854	0.0545
C(7)	0.737985	0.184702	3.995548	0.0001
C(8)	0.510738	0.239318	2.134138	0.0328

R-squared	0.470808	Mean dependent var	-0.112109
Adjusted R-squared	0.400915	S.D. dependent var	2.306188
S.E. of regression	1.785003	Akaike info criterion	3.776024
Sum squared resid	168.8705	Schwarz criterion	4.052860
Log likelihood	-107.1687	Hannan-Quinn criter.	3.884519
F-statistic	6.736105	Durbin-Watson stat	2.059173
Prob(F-statistic)	0.000010		

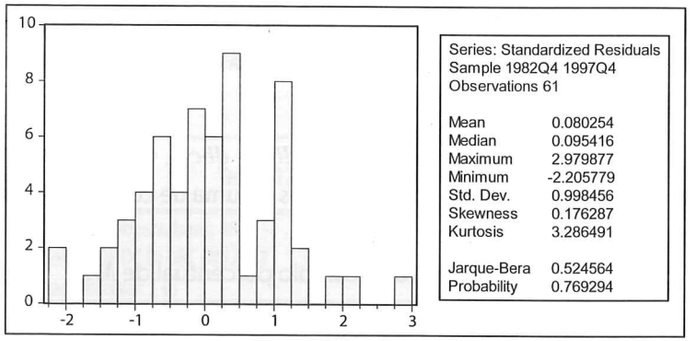
Fuente: Cálculos del autor.

Las ecuaciones son:

- $DP_t = -1.098 + 0.021*BC_t + 0.2472*COLG_{t-3} - 0.5313*U_{t-4} - 0.349*U_{t-8}$
- $Log(\sigma^2_t) = 0.287 + 0.7379*(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 0.5107*Log(\sigma^2_{t-1})$

Gráfico 12.2 Normalidad de los residuos de la demanda agregada. 1980-1997.

ARCH Test:			
F-statistic	0.423433	Probability	0.517799
Obs*R-squared	0.434859	Probability	0.509614



Fuente: Cálculos del autor.

Los coeficientes de BC y colg son positivos. Colg rezagada tres trimestres tiene más impacto que la balanza comercial. Por cada 1% de crecimiento en el PIB real, la inflación aumenta en 0.24%, mientras que por cada 1% de crecimiento del saldo real de la balanza comercial la inflación aumenta en 0.02%. La significancia de la BC se debe sin duda al creciente papel del comercio exterior en la economía colombiana durante este período. Cualquiera de las definiciones de la oferta de dinero no fue significativa porque fueron opacadas por los saldos de la balanza comercial y el PIB que al fin y al cabo están relacionadas con el dinero. También se presentó la heterocedasticidad de los residuos que fue capturada por la ecuación de la varianza condicional que esta vez sí presentó un efecto asimétrico con coeficiente grande y de signo positivo; el hecho de que todos los coeficientes de esta ecuación sean positivos indica que la heterocedasticidad es considerable; recuérdese que este fue un período que se caracterizó por varias recesiones y que vivió las más altas tasas de inflación de la historia colombiana. Se logró un R-cuadrado ajustado del 40.1%, valor lejano del 100%, lo que permitió pensar que la inflación fue determinada por factores ajenos a la demanda agregada. La prueba F llevó a la aceptación en un 100% de su correspondiente hipótesis nula (los coeficientes son significativos conjuntamente en un 100%). Finalmente, el Gráfico 12.2 muestra la prueba de heterocedasticidad arch en la cual se afirma que hay un 50.96% de probabilidad de homocedasticidad arch y el Jarque-Bera mide en 76.92% la probabilidad de que los residuos conformen una distribución normal.

12.3. La demanda agregada con datos trimestrales, 1996-2007

La regresión para este período es consecuencia del cambio de metodología en las cuentas nacionales: la tasa de crecimiento del PIB real constante se empieza a publicar trimestralmente, al igual que todos sus componentes. Hay varias metodologías con 1994, 2000 y 2005 como años base. Como las variables originales no eran estacionarias fue necesario transformarlas en diferencias trimestrales anualizadas.

- $dp_t = p_t - p_{t-4}$; $dc_t = c_t - c_{t-4}$; $di_t = i_t - i_{t-4}$; $dbc_t - dbc_{t-4}$, diferencias aritméticas de la inflación(p), consumo total (c) que es la suma de consumo y gobierno y el saldo de la balanza comercial (bc).
- $cpm3_t = (((m3_t / m3_{t-4}))-1)*100)$, cambio porcentual de $M3$

Tabla 12.5 Pruebas ERS para dp, dc, dinv, dbc. 1996-2007

Null Hypothesis: DP has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag length: 4 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=9)		
Sample (adjusted): 1996Q1 2007Q4		
Included observations: 48 after adjustments		
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		4.958034
Test critical values:	1% level	1.870000
	5% level	2.970000
	10% level	3.910000
Null Hypothesis: DC has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag length: 9 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=9)		
Included observations: 48 after adjustments		
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		5.528236
Test critical values:	1% level	1.870000
	5% level	2.970000
	10% level	3.910000
Null Hypothesis: DI has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag length: 3 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=9)		
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		4.608571
Test critical values:	1% level	4.220000
	5% level	5.720000

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

	10% level	6.770000
Null Hypothesis: DBC has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag length: 5 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=9)		
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		2.317233
Test critical values:	1% level	1.870000
	5% level	2.970000
	10% level	3.910000

Tabla 12.6 Prueba de Johansen

Included observations: 46					
Series: DP DC DI DBC DY CPM3					
Lags interval: 1 to 1					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	5	6	6	5	6
Max-Eig	5	2	2	1	1
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					

Fuente: Cálculos del autor

La Tabla 12.5 muestra que todas son estacionarias al 90% excepto dp y dc. La Tabla 12.6 presenta la prueba de Johansen para las cuatro series que salieron significativas en las regresiones; el cambio porcentual de la definición de dinero $M3$ no fue significativa. No se presenta la prueba de Granger porque es débil en el caso multiserial.

La mejor de las regresiones corresponde a una de MCO detallada en la Tabla 12.7.

Tabla 12.7 MCO para demanda agregada. 1996-2007

Dependent Variable: DP				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1998Q3 2007Q4				
Included observations: 38 after adjustments				
Convergence achieved after 14 iterations				
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.993433	0.169090	-11.78921	0.0000
DI(-2)	0.051884	0.016831	3.082698	0.0045

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

DY(-1)	0.316883	0.093292	3.396678	0.0020
DY(-6)	0.367541	0.087174	4.216158	0.0002
DBC(-5)	0.062471	0.015121	4.131460	0.0003
DBC(-3)	0.061845	0.016523	3.743007	0.0008
DC(-5)	0.468460	0.114114	4.105178	0.0003
AR(1)	0.478294	0.098894	4.836427	0.0000
AR(4)	-0.539768	0.126068	-4.281562	0.0002
R-squared	0.882661	Mean dependent var		-1.985562
Adjusted R-squared	0.850291	S.D. dependent var		2.721105
S.E. of regression	1.052856	Akaike info criterion		3.144283
Sum squared resid	32.14664	Schwarz criterion		3.532132
Log likelihood	-50.74138	Hannan-Quinn criter.		3.282277
F-statistic	27.26834	Durbin-Watson stat		1.649007
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Cálculos del autor.

La ecuación es:

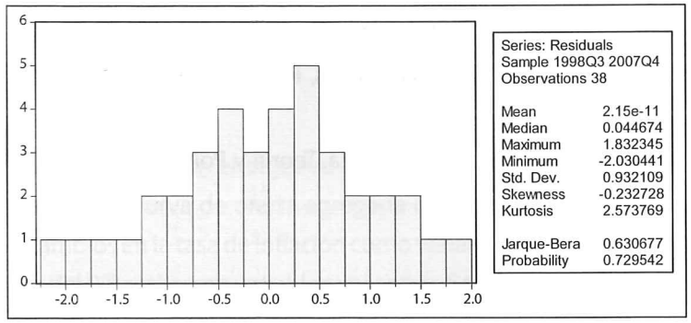
- $DP_t = -1.99 + 0.47*DC_{t-5} + 0.051*DI_{t-2} + 0.31*DY_{t-1} + 0.36*DY_{t-6} + 0.06*DBC_{t-3} + 0.46*DBC_{t-5} + 0.48*U_{t-1} - 0.54*U_{t-4}$

En esta regresión, a diferencia de los ejemplos anteriores, las variables se dejaron ver aisladamente. Los signos de los coeficientes corresponden a lo esperado: todos con signo positivo. Las de mayor peso son el cambio en el consumo total (privado y público) rezagado cinco trimestres y la suma de los cambios en el PIB real con rezagos de uno y seis trimestres. Los cambios en la inversión y del saldo de la balanza comercial se hacen sentir en forma rezagada, aunque con poco peso. Un aumento del 1% en la tasa de consumo real anual, aumenta la inflación en 0.47% con un rezago de 5 trimestres. La suma de dy es 0.68, es decir, el incremento del 1% en la tasa del PIB real produce un incremento de la tasa de inflación de 0.68% a lo largo de seis trimestres. Generalizando, todas las variables de la demanda agregada ejercen su impacto sobre la inflación a lo largo de año y medio. La presencia de residuos rezagados se contrarrestó ya que tienen coeficientes similares con signo contrario. El R-cuadrado ajustado es del 85%, porcentaje bastante satisfactorio dado que se logró mediante el uso de regresoras componentes de la ecuación de demanda agregada. La prueba-F acepta la hipótesis alternativa en 100% al apoyar el modelo.

Gráfico 12.3 Pruebas de residuos de la demanda agregada

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.827106	Prob. F(2,27)	0.4481
Obs*R-squared	2.193746	Prob. Chi-Square(2)	0.3339

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	1.777834	Prob. F(6,31)	0.1364
Obs*R-squared	9.728230	Prob. Chi-Square(6)	0.1366
Scaled explained SS	4.458344	Prob. Chi-Square(6)	0.6149



El Gráfico 12.3 resume las pruebas para los residuos. La prueba de Breusch-Godfrey asigna una probabilidad del 44.81% de no autocorrelación serial; la prueba de Breusch-Pagan-Godfrey en sus tres modalidades estima en superior al 13.64% la probabilidad de alcanzar la homocedasticidad de los residuos y, finalmente, la probabiliad de que conformen una distribución normal es del 72.95%.

La conclusión de este capítulo es que en los tres modelos corridos para la curva de demanda agregada, con datos anuales o trimestrales, la variable regresora con mayor influencia sobre la inflación ha sido la tasa de crecimiento del PIB real, COLG o DY. Obviamente el PIB real está a su vez determinado por muchas variables. Nótese que los R-cuadrados ajustados aumentan su valor a medida que los períodos se acercan a nuestro tiempo, es decir, que se podría afirmar intuitivamente que quizás los cambios en la inflación fueron explicados cada vez más por elementos de la demanda agregada y menos por los de la oferta agregada. Seguramente la internacionalización de la economía colombiana ha hecho que se superen gradualmente las limitaciones de la oferta agregada que la hacían bastante inelástica. Otra conclusión, según las regresiones, es que la inflación en Colombia ha sido, a

lo largo del siglo XX, generada por muchos factores incluidos en la variable del PIB real y no específicamente la cantidad de dinero como variable aislada.

Bibliografía

Mora Quiñones, Rocío. El Indice de Condiciones Monetarias en Colombia.

http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra158.pdf.

Dornbusch, R, Fischer, S y Startz, R.(2001). Macroeconomía. Octava edición. Editorial McGraw- Hill. Madrid.

Gujarati, Damodar (2004). Econometría básica. Ed. McGraw-Hill.

Blanchard, Olivier (1997). Macroeconomics, Prentice Hall, Englewood Cliffs, N.J. Capítulo 17.

De Gregorio, José (2007). Macroeconomía. Teoría y Políticas, Pearson Educación, Prentice-Hall.

Capítulo 13
La oferta agregada y el PIB potencial

Al igual que en el anterior, el objetivo de este capítulo es demostrar la validez econométrica de la curva de oferta agregada dinámica en Colombia, curva que tiene a los cambios en la tasa de inflación como variable dependiente y a la tasa de crecimiento del PIB real como variable explicativa. Se corrieron regresiones para la oferta agregada descrita en el punto catorce del capítulo 1 del libro.

Recuérdese que:

- $d\pi_t = \pi_t - \pi_{t-1} = \beta_1 + \lambda Y_t + \varepsilon_t$
- $P_t = P_{t-1}\,[1 + \lambda\,(Y_t - \overline{Y})]$, o su equivalente, $\pi = \lambda\,(Yt - \overline{Y})$

Para la construcción empírica de la curva, se hace una transformación similar a la de la curva de Philips: (1) $\pi_t - \pi_t^e = \lambda\,(Y_t - \overline{Y}) + \varepsilon_t$. Como π_t^e no es observada directamente, se asume que $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ y se sustituye en la ecuación anterior, transformándola en:

(2) $d\pi_t = \pi_t - \pi_{t-1} = \beta_1 + \lambda Y_t + \varepsilon_t$, la cual implica que: $\lambda\,(Y_t - \overline{Y}) = \beta_1 + \lambda Y_t$. Usando la metodología de Blanchard, la ecuación (2) será usada para las regresiones y a partir se sus resultados se puede obtener el **PIB potencial** despejando: $\beta_1 = -\lambda\,\overline{Y} \rightarrow \overline{Y} = (\beta_1 / -\lambda)$.

Recuérdese que el PIB potencial es aquella tasa del PIB que es un punto de referencia con respecto a la inflación; crecer por encima del PIB potencial aceleraría la inflación; por el contrario, crecer por debajo de esa tasa mantendría la inflación en un nivel bajo o controlado.

La medición del producto potencial (en %) enfrenta las mismas limitaciones de la tasa natural de desempleo; de hecho vale la pena preguntarse: dado que el PIB real es cambiante en forma permanente, ¿se puede medir con exactitud o aproximación el PIB potencial? En Colombia se han hecho aplicaciones del filtro de Hodrick-Prescott como el de Melo y Riascos.[1] Sin embargo, en ningún momento se llega a un valor específico para el PIB potencial; se habla de rangos entre los cuales podría encontrarse este.

Para tener alguna idea de cómo se podría medir el PIB potencial vale la pena observar el comportamiento del PIB real y de la inflación a lo largo del siglo XX hasta el año 2010. Se obtuvieron las series P(4), P(8), P(12), ***colg***(4), ***colg***(8) y ***colg***(12) correspondientes a los promedios móviles 4, 8 y 12 para la tasa de inflación anual (P) y la tasa del PIB real (***colg***) que se presentan en la Tabla 13.1. Los cuadros dejan ver que el comportamiento de la tasa de inflación y el PIB real presentaron tendencias de largo plazo que se pueden organizar por etapas cronológicas.

Tabla 13.1 Etapas de comportamiento de la inflación y del PIB real

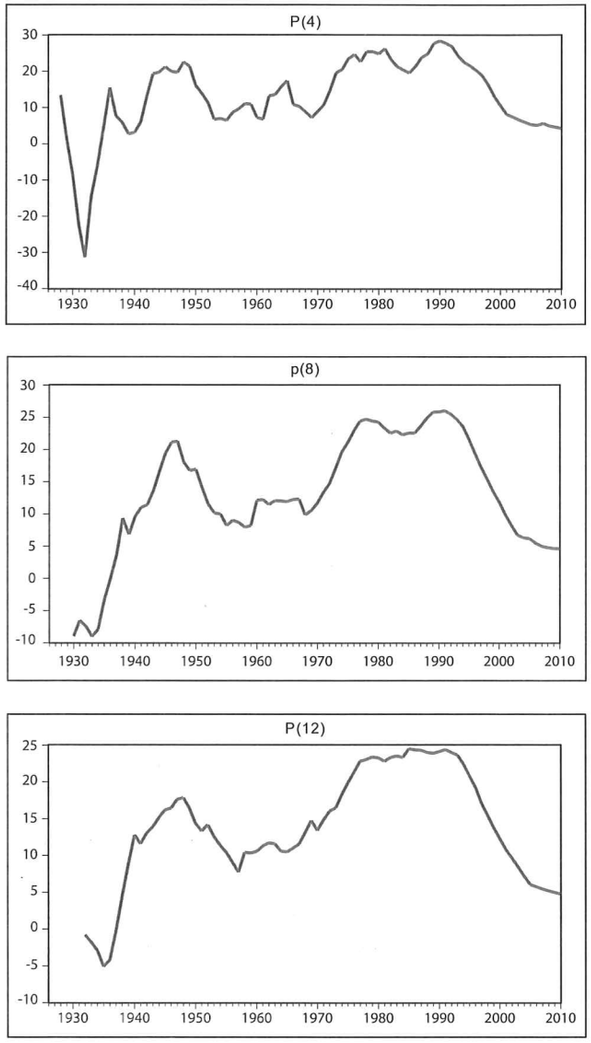
Período	Inflación	Período	PIB real
1935-1948	alza	1935-1974	alza
1949-1958	caída	1975-1999	caída
1959-1968	estable	2000-2010	alza
1968-1991	alza		
1991-2010	caída		

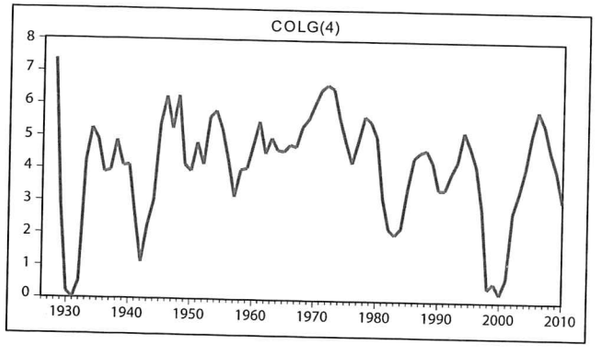
Es más, si se toman las series ***p***(12) y ***colg***(12) como herramienta para observar la tendencia de largo plazo de la inflación y del PIB real, se encuentran resultados desalentadores. Primero, una comparación de los promedios de las dos series para cada período permite ver que los promedios de la tasa de crecimiento del PIB real siempre han disminuido, mientras que la inflación se logró reducir de un promedio del 22.12% al 7.32% o sea que se ha necesitado mucho tiempo para reducir la inflación pero no se ha logrado mejorar el desempeño en cuanto al crecimiento económico. Segundo, se podría afirmar que la tasa promedio de crecimiento del

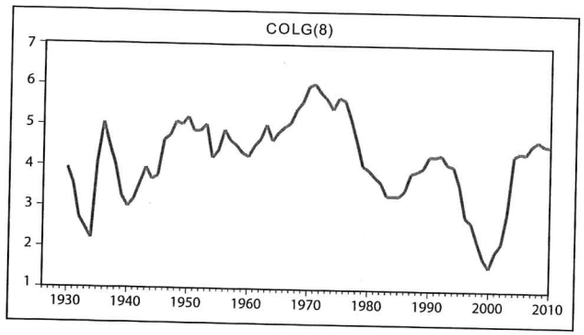
1 Melo, Luis F. y Álvaro Riascos. (1997). El producto potencial utilizando el filtro de Hodrick-Prescott con parámetro de suavización variable y ajustado por inflación: una aplicación para Colombia. En: Borradores Semanales del Banco de la República. Santafé de Bogotá, dic. 1997.

PIB real a lo largo de los últimos 75 años fluctúa alrededor del 4% (muy baja para nuestras necesidades) y tercero, la relación entre el PIB potencial y la inflación no se da de acuerdo con la teoría. Note que a un crecimiento superior del 4% (4.59), la inflación no es mayor, como debería ser; por el contrario le corresponde menor inflación, pero sí ocurre que a menor crecimiento (3.64) menor inflación (7.32), como debe ser.

Gráfico 13.1 Promedios móviles para la inflación y la tasa del PIB real







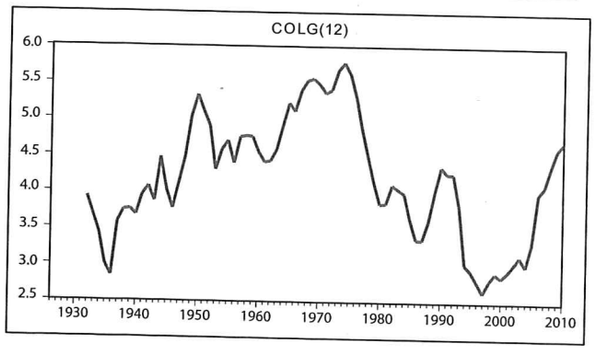


Tabla 13.2 Promedios aritméticos de p(12) y colg(12)

Período	Promedio de P(12)	Promedio colg(12)
1935-1974	11.60 %	4.59%
1975-1999	22.12%	3.84%
2000-2010	7.32%	3.64%

Lo anterior permite comprender que si la tasa del PIB real es continuamente variable, es técnicamente imposible derivar con precisión la tasa del PIB potencial pues esta también es cambiante en el corto plazo, por lo tanto cualquier

metodología orientada a encontrar la tasa del PIB potencial solamente puede llegar a resultados aproximados. Con base en lo anterior, se harán mediciones tipo Blanchard para algunos períodos ya que intuitivamente es más fácil de comprender.

Adicionalmente hay un problema en la regresión de la oferta: en la ecuación (2), si se trata la variable dp como función de colg (Y_t, tasa de crecimiento del PIB real), no hay diferencia con la ecuación de la demanda agregada puesto que no hay garantías en el signo ya que el signo del colg para la ecuación de demanda agregada debe ser positivo (a mayor crecimiento del PIB o demanda real mayor inflación) y negativo para la ecuación de oferta (a mayor oferta menor inflación).

13.1. La oferta agregada trimestral, 1980-1997 y el PIB potencial

Para este perídodo se obtuvo un EGARCH (0,1,1) descrito en la Tabla 13.3. La variable significativa es la tasa del PIB real rezagada tres trimestres con un efecto autorregresivo anual complementado con una ecuación de varianza condicional con rezagos de la misma varianza y signos positivos.

Tabla 13.3 Oferta Agregada. 1980-1997. EGARCH(0,1,1)

Dependent Variable: DP
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 1981Q4 1997Q4
Included observations: 65 after adjustments
Convergence achieved after 27 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(4) + C(5)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(6) *LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.916997	0.116351	-7.881272	0.0000
COLG(-3)	0.185015	0.023394	7.908754	0.0000
AR(4)	-0.510876	0.084427	-6.051103	0.0000
Variance Equation				
C(4)	0.325476	0.121958	2.668752	0.0076
C(5)	0.895292	0.135648	6.600088	0.0000
C(6)	0.626684	0.075886	8.258260	0.0000

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

R-squared	0.241574	Mean dependent var	-0.163749
Adjusted R-squared	0.177300	S.D. dependent var	2.255231
S.E. of regression	2.045558	Akaike info criterion	3.933113
Sum squared resid	246.8741	Schwarz criterion	4.133826
Log likelihood	-121.8262	Hannan-Quinn criter.	4.012307
F-statistic	3.758533	Durbin-Watson stat	1.835270
Prob(F-statistic)	0.005073		

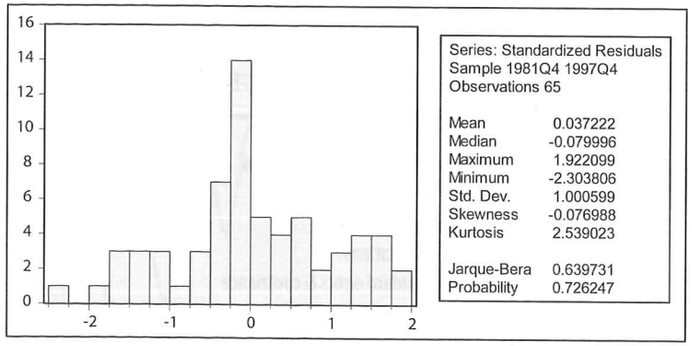
Fuente: Cálculos del autor.

Las ecuaciones son las siguientes:

- $DP_t = -0.917 + 0.185*COLG_{t-3} - 0.51*U_{t-4}$
- $Log(\sigma^2_t) = 0.3254 + 0.895*(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 0.626*Log(\sigma^2_{t-1})$

Gráfico 13.2 Normalidad de los residuos de la Oferta Agregada. 1980-1997

ARCH Test:			
F-statistic	0.642479	Probability	0.425876
Obs*R-squared	0.656402	Probability	0.417833



Fuente: Cálculos del autor.

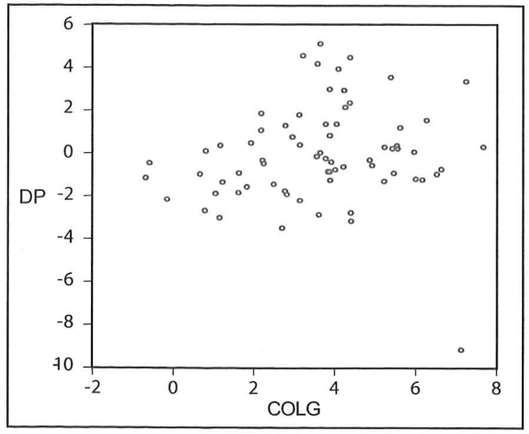
El lector puede darse cuenta de que todos los estadísticos de la regresión son aceptables, como también los residuos cumplen las pruebas de homocedasticidad, normalidad y no autocorrelación. En cuanto a la tasa del PIB real potencial: se divide el intercepto por el negativo del único coeficiente significativo del PIB real, en este caso rezagado tres trimestres, para obtener un estimativo sencillo y aproximado:

$$\overline{Y} = (\beta_1 / -\lambda) : (-0.916997 / -0.185015) = 4.96\ \%.$$

Con base en el modelo de Blanchard, lo anterior quiere decir que entre 1980-1997, la tasa de crecimiento del PIB real, que en promedio implicaba un crecimiento con una tasa de inflación constante (tasas de inflación iguales para dos años consecutivos) era el 4.96% anual, es decir, tasas de crecimiento por debajo del 4.96% teóricamente eran necesarias para reducir la inflación mientras que crecimientos superiores al 4.96% tenderían en promedio a acelerar la inflación, Nótese que la media de la tasa de crecimiento del PIB real para este período fue de 3.68% anual; la máxima de 7.68% y la mínima de -0.67%; la media de "DP" anual fue -0.09%, casi cero. El Gráfico 13.3, que compara los cambios en la tasa de inflación, dp, con la tasa de crecimiento del PIB real, colg, muestra que los mayores incrementos en la tasa de inflación se dieron con crecimientos del PIB de alrededor del 4% anual, como también permite ver que crecimientos bajos definitivamente estuvieron relacionados con reducciones de la inflación (valores negativos de dp). Por otro lado, la Tabla 13.2, al comienzo del capítulo, muestra que para el mismo período el promedio de p(12) fue 22.12% y el promedio del colg(12) fue 3.84%. Claramente, el resultado del Gráfico 13.3 y el promedio de colg(12) son bastante cercanos (4% aproximadamente y 3.84%) e intuitivamente más creíbles como tasa potencial que el modelo de Blanchard con el 4.96%. Parece que empíricamente la estrategia de los promedios móviles es más útil o aproximada que otras metodologías. De todos modos, el hecho de que la tasa de inflación haya aumentado con tasas de crecimiento relativamente bajas (menores del 4%) es señal de que la economía colombiana fue muy sensible a los brotes inflacionarios durante este período lo que restringió la necesidad de crecimientos mayores con tal de solucionar los problemas sociales[2] como el desempleo, que exigían crecer como mínimo al 5%-6%.

2 Castaño, Hugo López (1986). La Misión Chenery: una invitación a pensar en el mediano y largo plazo. Lecturas de Economía, u. 20, mayo-agosto, pp. 153-175. Centro de Investigaciones Económicas. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad de Antioquia.

Gráfico 13.3 Relación entre DP y COLG. 1980-1997



Fuente: Cálculos del autor.

Bibliografía

Castaño, Hugo López (1986). La Misión Chenery: una invitación a pensar en el mediano y largo plazo. Lecturas de Economía, u. 20, mayo-agosto, pp. 153-175. Centro de Investigaciones Económicas. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad de Antioquia.

Dornbusch, R, Fischer, S y Startz, R.(2001). Macroeconomía. Octava edición. Editorial McGraw- Hill. Madrid.

Gujarati, Damodar (2004). Econometría básica. Ed. McGraw-Hill.

Blanchard, Olivier (1997). Macroeconomics, Prentice Hall, Englewood Cliffs, N.J. Capítulo 17.

De Gregorio, José (2007). Macroeconomía. Teoría y Políticas, Pearson Educación, Prentice-Hall.

Capítulo 14

Un modelo ateórico para el crecimiento del PIB real

El objetivo de este capítulo es la construcción de una regresión multivariable, ateórica, que integre variables del lado de la demanda y la oferta, tanto interna como externa, que sintetice las variables que históricamente más influencia ejercieron sobre el PIB real a lo largo del siglo XX. Una razón para construir regresiones ateóricas es el pronóstico; si bien aquí no se harán pronósticos, se tratará de construir un modelo que sirva de punto de partida para que el lector los haga usando información reciente. Es necesario recordar que para hacer pronósticos se pueden usar diversas metodologías como: ARIMA y VAR que son ateóricos[1] como también regresiones estructurales, como las hechas a lo largo del libro, que presenten R-cuadrado ajustados con valor cercano a uno y además cumplir con todos los supuestos de los residuos. Para los pronósticos con regresiones, la multicolinealidad entre las variables regresoras no es problema. La regresión usada para el pronóstico no tiene que obedecer a un modelo teórico sino que sus variables sean estadísticamente significativas, que directa o indirectamente influyan en el comportamiento del PIB real, que conjuntamente (sinergia) guarden información sobre la variable dependiente, información que se pierde cuando se tratan aisladamente en las ecuaciones teóricas.

1 El autor, con base en su experiencia en econometría aplicada, opina que los mejores pronósticos resultan de combinaciones de regresiones multivariables con ARIMA aplicado a los residuos, mientras que el VAR y modelos de corrección de errores sirven para determinar relaciones de corto plazo entre variables. Los pronósticos con ecuaciones simultáneas son un fracaso mientras que los pronósticos con modelos uniecuacionales dan mejores resultados.

Después de haber estudiado el desempeño de las principales variables macroeconómicas a lo largo del siglo XX[2] y en algunos casos incluir los primeros años del presente siglo, vale la pena recordar las principales variables que determinaron el crecimiento del PIB real desde 1926 hasta el año 1996 (año en el cual ya se presentan cambios en la presentación de las cuentas nacionales) desde el punto de vista de su dependencia de la demanda interna o externa. Estas variables serán usadas como regresoras del PIB real. Recuérdese que estas series han sido deflactadas y expresadas en las primeras diferencias logarítmicas, con lo cual casi que se garantiza su estacionariedad. Específicamente las series usadas en las regresiones son:

- ***dyr***, ***dusa*** y ***dven***: primera diferencia de la tasa de crecimiento del PIB real de Colombia, Estados Unidos y Venezuela respectivamente.
- ***dm1***, ***dm2*** y ***dm3***: primera diferencia logarítmica de ***M1***, ***M2*** y ***M3***, nominales y deflactadas, respectivamente.
- ***dc***, ***dinvr***, ***dfibkf***, ***dg***, ***dx*** y ***dm***: primera diferencia logarítmica del consumo privado, inversión total, formación interna bruta de capital fijo, gasto público, exportaciones e importaciones respectivamente. Nótese que las exportaciones (***dx***) y las importaciones (***dm***) se separan para ver el efecto individual de estas en los diferentes modelos económicos que se dieron: sustitución de importaciones y promoción de exportaciones.
- ***d1***: variable dicotómica; ***d1=1***, para 1925-1967; ***0*** para 1968-1996. Estas esperan medir los efectos de cambios en políticas de comercio exterior.

La inclusión de Venezuela, de la cual se tienen datos de su PIB real solamente desde 1958, forzó correr las regresiones para dos periodos: antes y después de 1958. Las variables de los tres grupos anteriores fueron rezagadas hasta cuatro años ya que rezagos mayores fueron excluidos al no ser significativos en procesos de selección exploratorios como "stepwise forward, backward" y combinado.

14.1. Regresión ateórica sin Venezuela, 1930-1957

Para este período la mejor regresión fue un EGARCH (0,1,1)

2 Se ha venido publicando libros sobre la economía colombiana del siglo XX y que están listados en la bibliografía.

Tabla 14.1 EGARCH(0,1,1) para 1930-1957.

Dependent Variable: DYR
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 1934 1957
Included observations: 24 after adjustments
Convergence achieved after 58 iterations
Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(10) + C(11)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(12) *LOG(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.060626	0.125495	-0.483097	0.6290
DC	15.82485	1.463296	10.81452	0.0000
DC(-3)	4.508106	0.682897	6.601449	0.0000
DG(-2)	5.437881	0.900179	6.040888	0.0000
DM(-1)	7.336626	0.479681	15.29479	0.0000
DM(-2)	5.116415	0.610111	8.386032	0.0000
DM2	25.79488	1.219174	21.15766	0.0000
DM2(-3)	7.455606	2.904294	2.567098	0.0103
DUSA(-3)	0.165525	0.019561	8.462032	0.0000
Variance Equation				
C(10)	-0.655612	0.228622	-2.867668	0.0041
C(11)	0.926321	0.285766	3.241540	0.0012
C(12)	1.112053	0.085499	13.00662	0.0000

R-squared	0.829411	Mean dependent var	-0.141249
Adjusted R-squared	0.738429	S.D. dependent var	3.632144
S.E. of regression	1.857622	Akaike info criterion	3.102234
Sum squared resid	51.76141	Schwarz criterion	3.691261
Log likelihood	-25.22681	Hannan-Quinn criter.	3.258503
Durbin-Watson stat	1.685035		

Fuente: Cálculos del autor.

Las ecuaciones son las siguientes:

- $DYR_t = -0.06 + 15.82*DC_t + 4.50*DC_{t-3} + 5.43*DG_{t-2} + 7.33*DM_{t-1} + 5.11*DM_{t-2} + 25.79*DM_{2\,t} + 7.45*DM_{t-3} + 0.165*DUSA_{t-2}$
- $Log\,(\sigma^2_t) = -0.65 + 0.92*(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 1.11*\,Log\,(\sigma^2_{t-1})$

Los signos de los coeficientes fueron positivos. Es importante aclarar que los coeficientes tan altos de algunas variables se debe a que la regresión analizada no corresponde a una función teórica como ya se dijo. La suma de los coeficientes del consumo es 20.3 aproximadamente; un aumento del consumo del 1% a

lo largo de tres años produjo un aumento en la diferencia de la tasa real del PIB del 20.3%; similarmente se interpreta para los otros coeficientes. El signo positivo de los coeficientes de las importaciones (suman 12.44) da a entender que estas fueron un pilar importante en el proceso de industrialización vivido en esta época, sobre todo la importación de maquinaria, por el contrario, las exportaciones sorprendentemente no resultaron significativas ya que este período se caracterizó por grandes superávits comerciales (ver Tabla 14.3) entre 1930 y 1946. A partir de 1947 las importaciones se igualan y superan a las exportaciones. Esto concuerda con la realidad pues sabido es que las exportaciones no fueron estimuladas dado el modelo de desarrollo de sustitución de importaciones que incluía un peso revaluado para abaratar la importación de maquinaria. El coeficiente del gasto público, ***dg***, es menor que los de las importaciones, luego el gasto público no ejerció el papel importante que desarrollaría en la segunda mitad del siglo. Sorprende los coeficientes de la oferta de dinero ***M2*** (suman 33.0 aprox.) que son mayores que los del consumo y que no presentaron correlación alta con los otros; ***M2*** tampoco mostró multicolinealidad con otras variables. La importancia de ***M2*** significa que hubo abundante liquidez en este período. Finalmente, el coeficente de USA, dusa, surte su efecto hasta con tres años de rezago. Su coeficiente es parecido al obtenido en el capítulo tres. Nótese que no hubo residuos significativos. La segunda ecuación, la varianza condicional de los residuos, presenta un coeficiente positivo para la asimetría y rezagos hasta por un año. Los coeficientes positivos indican que la volatilidad condicional fue alta.

En cuanto a los estadísticos, el R-cuadrado ajustado es bastante alto, 73.84%, lo cual indica que los datos proyectados cogieron las fluctuaciones de los históricos, como se puede ver en el Gráfico 14.1.

En cuanto a los residuos de la regresión, estos cumplen los supuestos de no autocorrelación. El Gráfico 14.2 presenta la prueba de heterocedasticidad arch en la que se conluye que los residuos tienen un 45.22% de probabilidad de ser homocedásticos ***arch*** y con una probabilidad de conformar una distribución estándar de acuerdo con el Jarque-Bera. Con base en los estadísticos y pruebas se puede concluir que este ejercicio cumple con los requisitos que se exigen para toda regresión, independiente de que se ajuste o no a un modelo teórico.

Gráfico 14.1 Comparación de datos históricos y proyectados del PIB real 1930-1957

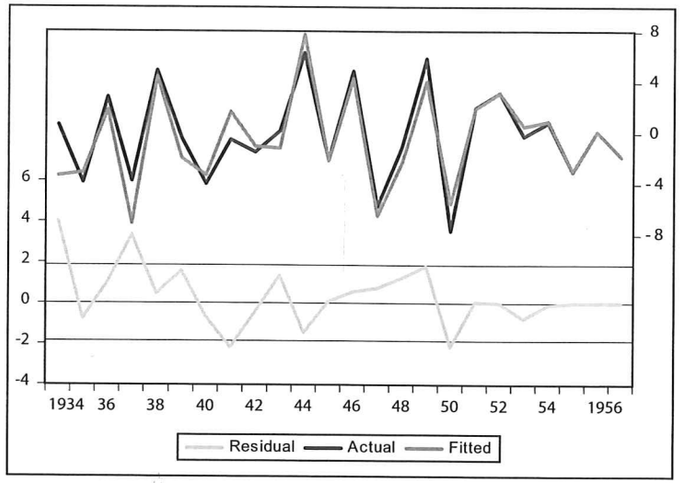
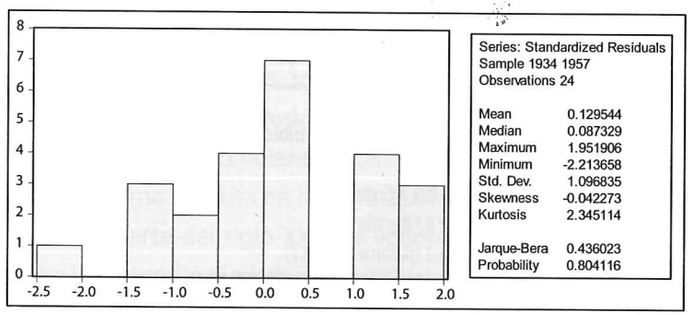


Gráfico 14.2 EGARCH(0,1,1) para 1930-1957

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.586871	Prob. F(1,21)	0.4522
Obs*R-squared	0.625289	Prob. Chi-Square(1)	0.4291



14.2. Regresión ateórica con Venezuela, 1958-1996

La regresión seleccionada fue una EGARCH (2,1,1) descrita en el Cuadro 14.2:

Las ecuaciones de la regresión son las siguientes:

- $DYR_t = -0.208 + 17.29*DC_t + 15.56*DC_{t-1} + 10.18*DG_{t-3} + 4.47*DX_t + 2.71*DM_t + 0.227*DUSA_{t-1} + 0.314*DUSA_{t-2} + 0.112*DVEN_{t-2}$
- $Log\ (\sigma^2_t) = 0.18 - 1.396*ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) - 2.90*ABS(U_{t-2}/\sigma_{t-2}) + 2.0*(U_{t-1}/\sigma t-1) - 0.81*Log\ (\sigma^2_{t-1})$

Los resultados son similares a los del aparte anterior. Nótese que la variable dicotómica no fue significativa; tampoco hubo residuos rezagados significativos. Los signos de todos los coeficientes son positivos como era de esperarse. El signo positivo de las importaciones, dm, puede entenderse como la importación de maquinaria y materias primas que impulsaron el crecimiento del PIB real, sin embargo, a diferencia del ejercicio anterior, las importaciones tienen menor coeficiente que las exportaciones que ya fueron significativas, reflejando el cambio de política económica con el Decreto 444 de 1967 que promovía las exportaciones. No hay multicolinealidad entre las variables seleccionadas (ver archivos). De acuerdo con la magnitud de los coeficientes, en orden decreciente de importancia, indudablemente el principal motor del crecimiento en la segunda parte del siglo fue el consumo interno, seguido del gasto público, el comercio exterior y el crecimiento de Estados Unidos y Venezuela. El incremento del consumo genera su impacto sobre el crecimiento del PIB real en el mismo año y con un rezago de un año; el gasto público, en esta segunda parte del siglo, asume un papel más relevante pues es segundo en importancia después del consumo y más puntual que el comercio exterior; además, ejerce su efecto con tres años de rezago mientras que el crecimiento de exportaciones e importaciones lo hace en el mismo año.

Tabla 14.2 EGARCH (2,1,1) para factores que afectaron dyr 1958-1996

Dependent Variable: DYR
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 1961 1996
Included observations: 36 after adjustments
Convergence achieved after 87 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(10) + C(11)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(12)*ABS(RESID(-2)/@SQRT(GARCH(-2))) + C(13)*RESID(-1) /@SQRT(GARCH(-1)) + C(14)*LOG(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.208154	0.029113	-7.149992	0.0000
DC	17.29003	0.832161	20.77727	0.0000
DC(-1)	15.55680	1.026204	15.15957	0.0000
DG(-3)	10.18661	0.341163	29.85848	0.0000
DX	4.469741	0.224906	19.87382	0.0000
DM	2.715031	0.211340	12.84673	0.0000
DUSA(-1)	0.227004	0.010089	22.50097	0.0000

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

DUSA(-2)	0.314120	0.011094	28.31332	0.0000
DVEN(-2)	0.112755	0.007594	14.84817	0.0000
Variance Equation				
C(10)	0.151918	0.975817	0.155682	0.8763
C(11)	-1.402783	0.564956	-2.482994	0.0130
C(12)	-2.862809	1.086933	-2.633842	0.0084
C(13)	1.979515	0.607773	3.256995	0.0011
C(14)	-0.816375	0.248280	-3.288124	0.0010
R-squared	0.806643	Mean dependent var		-0.057463
Adjusted R-squared	0.749353	S.D. dependent var		1.868836
S.E. of regression	0.935627	Akaike info criterion		1.864785
Sum squared resid	23.63576	Schwarz criterion		2.480598
Log likelihood	-19.56614	Hannan-Quinn criter.		2.079721
Durbin-Watson stat	1.575670			

Fuente: Cálculos del autor.

Otra diferencia con el ejercicio anterior es que la oferta de dinero M2 no resultó significativa. En cuanto a la presencia de los dos países mencionados, se corroboran los resultados del capítulo tres en el cual se detectó la relevancia del crecimiento de ambos como factores determinantes del crecimiento del PIB real colombiano; sus coeficientes son similares a los del capítulo tres, sin embargo, la acción conjunta de los dos países no ha sido históricamente tan relevante como la demanda interna. En esta regresión, el crecimiento de estos dos países incide en el crecimiento del PIB colombiano hasta con dos años de rezagos. La fortaleza de la demanda interna descrita en la regresión registra lo que en efecto ocurrió durante la mayor parte del siglo XX; una economía dependiente del consumo interno, como lo pretendió el modelo de sustitución de importaciones, relegando el comercio internacional a un lugar secundario. Recuérdese que solo en los años noventa se redirecciona la economía hacia la internacionalización.

La regresión captó la volatilidad de los residuos en la ecuación de la varianza condicional que recoge rezagos de dos años: debido a que el modelo se basa en datos anuales y cubre un período largo, la volatilidad de los residuos se explica por los frecuentes cambios de políticas económicas nacionales y crisis internacionales que caracterizan a esta época, ya tratados en capítulos anteriores. En cuanto a los estadísticos de la regresión, el R-cuadrado ajustado es del 75%, dejando un 25% sin explicar, es decir, gran parte de ese 25% se debe a factores difíciles de medir

que alteran el PIB real como violencia política o a actividades productivas no registradas en la contabilidad nacional: economía informal, actividades ilegales no registradas. Un soporte del alto R-cuadrado ajustado se observa en el Gráfico 14.4; este muestra una comparación de los datos históricos del PIB real (de rojo) con los proyectados por la regresión (verde); nótese que lo proyectado coge los quiebres de lo histórico. El lector debería copiar fórmulas como estas y pasarlas a una hoja de cálculo con tal de hacer pronósticos[3] aproximados.

Gráfico 14.3 Heteroscedasticidad ARCH y normalidad de residuos

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.103557	Prob. F(1,33)	0.7496
Obs*R-squared	0.109490	Prob. Chi-Square(1)	0.7407

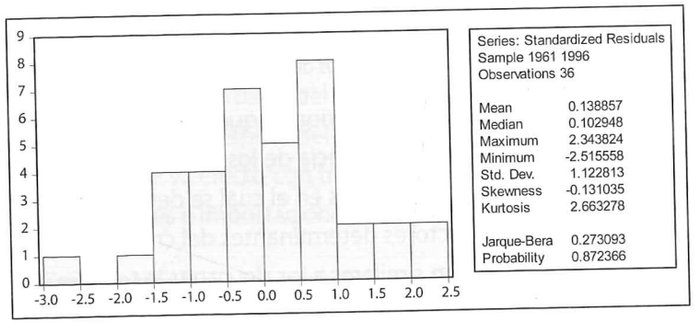
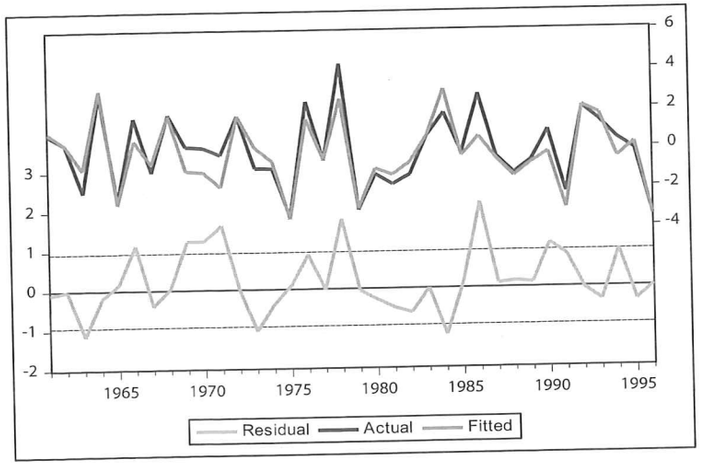


Gráfico 14.4 Datos históricos y proyectados. 1958-1996



Fuente. Cálculos del autor.

En cuanto a los residuos, no hay autocorrelación serial de acuerdo con su correlograma; el Gráfico 14.3 muestra que la heterocedasticidad arch ha sido eliminada finalmente, los residuos poseen un 87.23% de probabilidad de tener una distribución normal según el Jarque-Bera.

Las regresiones anteriores permiten notar el cambio en la importancia de algunas variables en las dos etapas del siglo XX, cambios que se dieron de acuerdo con las políticas macroeconómicas seguidas. Corrobore el lector las conclusiones a las que se ha llegado con la información de la Tabla 14.3, por ejemplo, observe el comportamiento del gasto público: a pesar de los cambios en la metodología de la medición del PIB real, la participación del componente gasto público, (G/PIB) pasa del 5% en 1926 al 10% en 1980 y 16% en 1996.

Demostrada la excesiva dependencia de la economía colombiana de la demanda interna a lo largo del siglo XX, evidentemente demostrada por la regresión, vale la pena reflexionar hasta qué grado esta dependencia fue buena y si el país debió haber ejecutado más tempranamente una internacionalización con el fin de amortiguar las recesiones internas por caídas en la demanda interna. Es demostrable que la reorientación hacia el comercio exterior seguida por otros países, los ha llevado a mayores tasas de crecimiento y desarrollo en el largo plazo, a pesar de los vaivenes de la economía internacional.

Tabla 14.3 Participación porcentual de las variables con respecto al PIB real

Año	C/PIB	I/PIB	G/PIB	X/PIB	M/PIB	(X-M)/PIB
1926	0,64	0,29	0,05	0,25	0,23	0,02
1927	0,62	0,31	0,08	0,26	0,26	0,00
1928	0,58	0,35	0,08	0,28	0,29	-0,01
1929	0,60	0,29	0,08	0,28	0,24	0,04
1930	0,55	0,19	0,11	0,31	0,15	0,15
1931	0,58	0,16	0,12	0,27	0,13	0,15
1932	0,53	0,21	0,11	0,26	0,11	0,15
1933	0,61	0,16	0,11	0,25	0,13	0,12
1934	0,66	0,15	0,09	0,24	0,14	0,10
1935	0,62	0,18	0,08	0,26	0,14	0,12
1936	0,62	0,18	0,08	0,27	0,15	0,12

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Año	C/PIB	I/PIB	G/PIB	X/PIB	M/PIB	(X-M)/PIB
1937	0,62	0,21	0,08	0,27	0,18	0,09
1938	0,62	0,20	0,08	0,26	0,16	0,11
1939	0,66	0,21	0,07	0,24	0,19	0,05
1940	0,59	0,21	0,07	0,26	0,13	0,13
1941	0,66	0,20	0,07	0,20	0,13	0,07
1942	0,60	0,19	0,08	0,21	0,08	0,14
1943	0,55	0,22	0,06	0,26	0,09	0,17
1944	0,61	0,15	0,07	0,26	0,10	0,16
1945	0,57	0,24	0,07	0,25	0,12	0,12
1946	0,64	0,19	0,07	0,24	0,14	0,10
1947	0,60	0,28	0,08	0,22	0,18	0,04
1948	0,59	0,26	0,07	0,22	0,15	0,07
1949	0,73	0,12	0,07	0,21	0,13	0,08
1950	0,77	0,17	0,06	0,11	0,10	0,01
1951	0,78	0,15	0,06	0,14	0,13	0,01
1952	0,78	0,15	0,06	0,13	0,12	0,01
1953	0,77	0,15	0,07	0,16	0,15	0,01
1954	0,76	0,17	0,07	0,15	0,15	0,00
1955	0,82	0,18	0,07	0,08	0,14	-0,07
1956	0,76	0,18	0,06	0,12	0,13	0,00
1957	0,73	0,20	0,06	0,15	0,14	0,02
1958	0,73	0,19	0,06	0,19	0,16	0,03
1959	0,73	0,19	0,06	0,17	0,14	0,03
1960	0,73	0,21	0,06	0,16	0,16	0,00
1961	0,74	0,21	0,07	0,13	0,15	-0,02
1962	0,75	0,19	0,07	0,12	0,13	-0,01
1963	0,76	0,18	0,07	0,12	0,13	-0,01
1964	0,77	0,18	0,06	0,12	0,13	-0,01
1965	0,75	0,15	0,08	0,12	0,10	0,02
1966	0,77	0,19	0,09	0,10	0,14	-0,04
1967	0,74	0,17	0,09	0,11	0,10	0,01
1968	0,73	0,19	0,08	0,12	0,13	-0,01
1969	0,74	0,18	0,09	0,13	0,13	0,00

Continúa en la página siguiente

Viene de la página anterior

Año	C/PIB	I/PIB	G/PIB	X/PIB	M/PIB	(X-M)/PIB
1970	0,72	0,20	0,09	0,13	0,15	-0,01
1971	0,74	0,19	0,11	0,12	0,16	-0,04
1972	0,72	0,18	0,10	0,13	0,13	0,00
1973	0,70	0,18	0,09	0,15	0,13	0,02
1974	0,71	0,21	0,09	0,15	0,16	-0,01
1975	0,72	0,17	0,09	0,16	0,14	0,02
1976	0,71	0,18	0,08	0,17	0,14	0,03
1977	0,70	0,19	0,08	0,17	0,13	0,04
1978	0,70	0,18	0,09	0,17	0,14	0,03
1979	0,71	0,18	0,09	0,15	0,13	0,02
1980	0,70	0,19	0,10	0,16	0,16	0,01
1981	0,73	0,21	0,10	0,12	0,15	-0,04
1982	0,73	0,20	0,11	0,11	0,15	-0,04
1983	0,72	0,20	0,11	0,10	0,13	-0,03
1984	0,71	0,19	0,11	0,12	0,12	-0,01
1985	0,69	0,19	0,11	0,14	0,13	0,01
1986	0,65	0,18	0,10	0,19	0,12	0,07
1987	0,67	0,20	0,10	0,18	0,15	0,03
1988	0,66	0,22	0,10	0,18	0,15	0,02
1989	0,66	0,20	0,11	0,19	0,15	0,04
1990	0,66	0,19	0,10	0,22	0,16	0,06
1991	0,66	0,16	0,10	0,23	0,15	0,07
1992	0,69	0,17	0,12	0,19	0,17	0,02
1993	0,69	0,21	0,12	0,18	0,20	-0,02
1994	0,68	0,23	0,13	0,17	0,21	-0,04
1995	0,67	0,23	0,15	0,16	0,21	-0,05
1996	0,67	0,19	0,16	0,15	0,18	-0,03

Fuente. Cálculos del autor con base en datos del Banco de la República y GRECO

Bibliografía

Robinson, James y Miguel Urrutia eds (2007). La economía colombiana del siglo XX. Un análisis cuantitativo. Fondo de Cultura Económica y Banco de la República, Bogotá.

Grupo de Estudios del Crecimiento Económico Colombiano, GRECO (2002). El crecimiento económico colombiano en el siglo XX. Fondo de Cultura Económica y Banco de la República, Bogotá.

Kalmanovitz, S. y E. López (2007). La agricultura colombiana en el siglo XX. Fondo de Cultura Económica y Banco de la República. Bogotá.

Ramírez, M. T. (2007). La infraestructura de transporte en Colombia durante el siglo XX. Fondo de Cultura Económica y Banco de la República. Bogotá.

Conclusiones

Econométricas

1. Desde el punto de vista de la econometría aplicada, la realidad colombiana es descrita mejor por las regresiones EGARCH que por las ARCH y tradicionales MCO. Esto se debe a que las primeras captan la volatilidad de las variables colombianas tanto del sector real como del financiero. Recuérdese que los modelos de la familia GARCH se vienen usando desde finales de la década de los años ochenta, hace aproximadamente veinte años y que muchas conclusiones o planteamientos elaborados hasta entonces, a la luz de estos nuevos modelos fueron derogados o reformados.

2. Para algunos ejemplos se ensayaron modelos tipo VAR, especialmente VECM, sin embargo, los resultados no fueron satisfactorios pues aunque algunos sí eran estables (raíces menores que uno), sus residuos conjuntamente (de las dos regresiones) no satisfacieron los supuestos sobre los residuos, en definitiva, el VAR sirvió de herramienta exploratoria pero no fue concluyente, como los tipos de regresiones descritas en el párrafo anterior.

3. Se hizo evidente la superioridad de la prueba ERS sobre las de Phillips-Perron y Dickey-Fuller Aumentado. Ante las contradicciones que se presentaron en algunos casos, la aplicación de la ERS produjo regresiones mejores.

4. La prueba de Johansen, empíricamente, demostró ser muy útil para establecer relaciones de largo plazo entre las variables pues sus conclusiones siempre coincidieron con los resultados de las regresiones, mientras que la prueba de Granger en algunos casos mostró fallas.

5. Para muchas regresiones, los R-cuadrados ajustados se acercaron a uno (al 100%) en la medida en que fue necesario incluir a los residuos como variables regresoras ya que las variables regresoras tradicionalmente usadas por la teoría, no lograron explicar el comportamiento de la dependiente. A pesar de usar la mayoría de las series pertinentes disponibles en las bases de datos, se hizo necesario el uso de los residuos para suplir la falta de capacidad explicativa de las variables económicas, financieras y cumplir con los supuestos técnicos de la regresión. La fuerte presencia de residuos denota la creciente relación de las dependientes con regresoras cualitativas

y, principalmente, de las expectativas de los agentes del mercado sobre la estabilidad económica, política y confianza institucional. También hay que resaltar que históricamente, la relación teórica entre las variables se rompió por las intervenciones del gobierno que restringieron el funcionamiento de los mercados (tasas de interés y de cambio, precios), reflejándose esto en la poca capacidad explicativa de las regresoras.

Macroeconómicas

1. Internamente la estructura del país se transformó: en las primeras décadas, el sector agropecuario fue el de mayor participación en el PIB real, sin embargo, desde los años cincuenta, el sector financiero-comercio empieza a crecer a un ritmo superior al de la industria, la construcción y otros, hasta llegar a ser el de mayor participación en la economía a finales del siglo. A pesar de ser un país subdesarrollado, el sector comercial-financiero es más fuerte que los sectores primario y secundario.

2. Las regresiones demostraron que el tamaño de la población colombiana estaría en algún grado influenciada por el crecimiento económico, por ejemplo, las recesiones llevarían a aumentar la emigración de colombianos y a reducir el tamaño de la población.

3. La economía colombiana en el siglo XX se caracterizó por su fuerte dependencia de los mercados internos y en bastante menor grado de los externos, específicamente de Estados Unidos y Venezuela. Se hizo evidente una mayor integración de la economía colombiana con la de Estados Unidos que con la de Venezuela. La dependencia con respecto a Estados Unidos se vivió desde la depresión de 1930.

4. El sector externo se convirtió en un jalonador del crecimiento del PIB real debido a la vocación exportadora de materias primas y de manufacturas a partir de la década de los años sesenta. Las importaciones ayudaron a la modernización del país en todos los sectores y generaron crecimiento. La alta dependencia del consumo interno pudo haber sido la principal causa de las bajas tasas de crecimiento. A pesar de la reducida participación en comercio exterior durante la mayor parte del siglo XX, el país no se escapaba de las contracciones internacionales, vía la exportación de materias primas.

5. En cuanto a la función consumo, se corrieron los modelos keynesiano y el del ingreso permanente (Friedman) y se concluyó que la variable explicativa determinante del consumo entre 1950 y 1995 fue el ingreso disponible mientras que la teoría del ingreso permanente como factor determinante del consumo no se dio en Colombia durante 1950-1995. Una justificación de esto puede ser que a lo largo del siglo, la mayoría de la población colombiana se caracterizó por los bajos niveles de ingreso y su capacidad de ahorro fue mínima o ninguna, por lo que su capacidad de consumo dependió de los ingresos inmediatos. Los bajos niveles de ingreso no permitieron a la mayoría de la población tener acceso al sistema financiero (lo que es conocido como baja bancarización) lo que también explica la baja sensibilidad del consumo a los cambios en las tasas de interés.

6. Fue evidente que a lo largo del siglo, la tasa de crecimiento del PIB real estuvo considerablemente determinada por el crecimiento de la inversión privada de los respectivos años y con efectos rezagados de hasta seis años.

7. La bajísima influencia de la tasa de interés en la inversión privada se debió a que la regresión se corrió para 1925-1996, perídodo en el que las tasas de interés fueron fijadas durante la mayoría de años del mismo, 1923-1970. La negatividad de las tasas de crédito reales no hizo rentable para el sector financiero el dar créditos y, al mismo tiempo, las tasas de depósito reales negativas desestimularon el ahorro o depósitos en los bancos; este problema fue en parte solucionado por el UPAC y la liberalización de las tasas de interés que se dio a finales de los años setenta. La relativa baja influencia de la tasa de interés permite pensar que la inversión fue determinada por otros factores diferentes de la tasa de interés.

8. A través del modelo del acelerador se demostró que en Colombia, la inversión estuvo fuertemente determinada por el crecimiento del PIB real; es decir, se establece la relación bidireccional entre inversión y crecimiento del PIB real.

9. De acuerdo con las regresiones, el sector agropecuario fue más sensible a la tasa de cambio peso/dólar que a la tasa de interés de crédito. Además de que las tasas de crédito eran fijas, el manejo de la tasa de cambio tuvo tres épocas: 1925-1967: tasa de cambio fija; 1968-1991: devaluación gota a gota; 1992-hoy; tasa de cambio flexible con intervención controlada. El hecho es que la devaluación del peso estimuló la producción agropecuaria orientada a las exportaciones. La liberación (o alza) de las tasas de interés que se dio

a finales de los años setenta y los efectos de la upaquización de las tasas no generó cambios en la política crediticia del sector financiero hacia el sector agropecuario; de acuerdo con las regresiones, se puede concluir que el sector financiero poco incidió en el desarrollo del sector agropecuario lo cual es comprensible, ya que la mayoría de los créditos no van al sector agropecuario.

10. La industria manufacturera se vio positivamente influenciada por los incrementos en la devaluación real que se practicó después de 1967 como también fue afectada por las tasas de crédito. Los signos negativos de los coeficientes de las tasas de crédito indican que la tendencia alcista en las tasas reales que se empezaron a dar en los años cincuenta y que se acentuaron en los setenta y ochenta, llevó a una reducción en la tasa de crecimiento del sector manufacturero. Mientras siempre se afirma que el crédito genera desarrollo, el signo negativo de los incrementos de la tasa de crédito puede significar que el crédito es un factor positivo para la apertura de una empresa, pero los incrementos de las tasas frenan su expansión.

11. La minería fue totalmente dependiente de las fluctuaciones de los mercados internacionales, lo que la hizo prácticamente insensible a los cambios en las tasas de interés y de cambio, por lo tanto se deduce que tuvieron efecto en el sector minero las crisis energéticas, guerras en países exportadores de petróleo, aumento de la demanda internacional por recursos naturales como la de los países asiáticos, en fin, variables exógenas extranjeras y no las nacionales.

12. En lo que respecta a la construcción, para el período 1925-1972, el sector de la construcción no estuvo influenciado por los cambios en las tasas reales de ahorro y crédito ya que estas al ser fijadas por los gobiernos, generaban tasas de ahorro y crédito reales negativas desestimulando al ahorro y el crédito orientado a estos sectores. A partir de 1972, la upaquización llevó al despegue del sector de la construcción durante los años setenta y ochenta. Las regresiones muestran que los incrementos en los márgenes de intermediación del sistema financiero impulsaron la disponibilidad de crédito a la construcción, permitiéndole crecer hasta 1996, sin embargo, la unión de la UPAC a la DTF produjo una catástrofe del sector a finales de los años noventa que hizo que este sector terminara el siglo con un aspecto contraccionista.

13. En cuanto al sector externo, los cambios principales en este fueron determinados por los cambios graduales que se dieron desde un sistema de tasa de

cambio fija a la flotante. Las regresiones demostraron que la tasa de cambio estuvo afectada por los saldos de las reservas internacionales: estas fueron escasas cuando la tasa de cambio era fija y durante la época de la devaluación gota a gota, pero la apertura económica hizo que estas se incrementaran en proporciones nunca imaginadas y produjeran ciclos alternos de revaluación y devaluación que eran dependientes, a su vez, de las coyunturas de la economía internacional.

14. El aumento inesperado de las reservas internacionales produjo revaluaciones del peso colombiano, al mismo tiempo que el país sufría por altas tasas de inflación y altas tasas de interés, rompiendo los equilibrios entre los indicadores macroeconómicos, como por ejemplo, que no se cumpliera en el largo plazo con las paridades de las tasas de interés y de la tasa de cambio.

15. También se demostró que las exportaciones tradicionales y las no tradicionales, se beneficiaron con la devaluación nominal y real del peso colombiano con respecto al dólar de los Estados Unidos. Las exportaciones no solo dependieron de la devaluación sino del crecimiento de la economía de los Estados Unidos.

16. Las regresiones evidenciaron la dependencia directa de las importaciones con respecto al crecimiento del PIB real colombiano y su relación inversa con la devaluación real del peso a lo largo del siglo XX, independiente de cualquiera que haya sido el sistema de la tasa de cambio.

17. La Curva-J fue probada para el período 1996-2008 con datos trimestrales. Se concluyó que la devaluación real, medida con el ITCR, ejerció un efecto positivo sobre el saldo de la balanza comercial con un rezago de cuatro trimestres.

18. En cuanto a la paridad de la tasa de interés y del poder adquisitivo, después de analizar tres períodos marcados por cambios en el manejo de la tasa de cambio por parte del Banco de la República y la política económica gubernamental, se concluye que aun cuando las autoridades tuvieron total control de la tasa de cambio, no fue objetivo de las autoridades monetarias que las paridades se cumplieran; la devaluación del peso no se ajustó rápidamente a la tasa de inflación o al diferencial inflacionario entre Colombia y Estados Unidos, como tampoco al diferencial de las tasas de interés. Las paridades se cumplieron de forma accidental, con rezagos superiores a un año, cuando lo normal en los mercados internacionales es que las divisas se ajusten antes

de dos meses. En el 2000-2006, las paridades difícilmente se dieron ya que la abundancia de divisas presionaba hacia una revaluación del peso, mientras que la política intervencionista del Banco de la República, en dirección contraria al mercado, trataba de forzar la devaluación del peso.

19. Las regresiones permitieron demostrar que los déficit fiscales han sido nocivos en Colombia pues ejercieron presiones inflacionarias, incrementaron las tasas de crédito y estimularon la revaluación del peso; tres razones poderosas por las cuales se justifica que la proporción del déficit fiscal con respecto al PIB real se mantenga dentro de niveles controlables.

20. En cuanto a los medios de pago, se ha visto que la oferta de dinero (disponibilidad de crédito), período 1980-2008, en términos nominales y reales, pudo haber sido afectada mínimamente por las tasas de crédito, de tal forma que se puede afirmar que la oferta de dinero fue inelástica o insensible a cambios en las tasas de interés (similar al modelo clásico). Por otro lado, las tasas de interés nominales y reales tampoco fueron determinadas por la oferta nominal y real de dinero, lo que permite sospechar que las tasas de interés de crédito dependieron de otros factores tales como expectativas inflacionarias, tasas de intervención del Banco de la República, tasas extranjeras, estructura oligopólica de la banca.

21. Se examinó la posibilidad de que la inflación haya sido causada por el crecimiento de los medios de pago y que el efecto del dinero sobre la inflación sea de largo plazo. Esto fue corroborado por regresiones que demostraron que el crecimiento de los medios de pago produjeron incrementos en la inflación con rezagos que van desde los doce hasta los veintiocho trimestres, es decir, de 3 a 7 años, sin embargo, la regresión no indica que el crecimiento del dinero sea la única causante de la inflación; entre 2000-2010, la tasa de crecimiento del dinero aumentó y la inflación se movió en sentido contrario. En todo caso, las regresiones confirmaron que el control monetario debe ser tenido en cuenta para evitar la inflación en el largo plazo. El mismo punto confirma que el Banco de la República, como cualquier otro banco central en cualquier país del mundo, debe imponer controles preventivos con el fin de cumplir las metas inflacionarias (exigidas por la Constitución) aunque de hecho se ha confirmado que no es el único responsable en la lucha contra la inflación (recuerde los déficit fiscales).

22. Las regresiones dejaron visualizar cómo el crecimiento de la oferta de dinero sí produjo un impacto sobre el crecimiento del PIB real, pero no directamente sino a través de otras variables, por ejemplo, el aumento de la oferta de dinero alteró el crédito y este a la producción.

23. También se corroboró que la demanda de dinero en Colombia está explicada directamente por los niveles de ingreso e inversamente por las tasas de rentabilidad de los activos financieros tal como lo explica la demanda de dinero keynesiana.

24. Una transformación de la regla de Taylor demostró que el Banco de la República puede considerar los cambios en la tasa de inflación y los cambios en el PIB real para fijar la tasa de interés de intervención.

25. Se confirmó que el índice accionario colombiano, desde 1991 hasta hoy, ha estado ligado en su comportamiento al Dow Jones, es decir, que muchos inversionistas en acciones colombianas deciden comprar (vender) estas cuando hay incrementos (caídas) en los precios de las acciones en los Estados Unidos, demostrando los altos grados de correlación existentes entre los mercados financieros. Adicionalmente, las regresiones captaron que el índice colombiano depende inversamente de los incrementos de la rentabilidad de los TES y muy poco de otros indicadores macroeconómicos.

26. Se mostró que incrementos en la tasa de desempleo sí ejercieron un efecto, aunque muy pequeño, en la reducción de la tasa de inflación durante el período 2001-2011, corroborando la relación inversa entre desempleo e inflación. El estudio de las estadísticas de la tasa de inflación y la tasa de desempleo demostraron la dificultad para la medición de la tasa natural y la invalidez de metodologías usadas para su medición. Ante la dificultad de encontrar una verdadera tasa natural de desempleo, se aconseja el pragmatismo: tomar como "proxy" la tasa media de desempleo del promedio móvil mensual P(12). Para el período 2001-2011.05, la tasa natural fue 12.7% relacionada con una inflación del 5.36%.

27. La regresión para estimar la demanda agregada dinámica, curva teórica que explica los cambios en la tasa de inflación en función de las principales variables de la demanda agregada, mostraron que la inflación es principalmente explicada por los saldos de la balanza comercial, el crecimiento de los medios de pago y el crecimiento del PIB real.

28. Como contrapartida al punto anterior, se derivó la curva de la oferta agregada dinámica con el fin de estimar el PIB potencial cuya medición presenta las mismas dificultades de la tasa natural de desempleo. Dado el comportamiento de la tasa del PIB real y de la inflación se aconseja estimar el promedio móvil mensual de colg(12); para el período 1980-1997, el PIB potencial fluctuó alrededor del 3.84%.

29. Finalmente, se seleccionaron las variables detectadas como las más influyentes en la determinación del PIB real de acuerdo con los ejemplos solucionados con el objetivo de construir una regresión ateórica orientada al pronóstico. Los resultados confirmaron que las variables más significativas fueron: el crecimiento del consumo interno, el gasto público, la inversión y las exportaciones desde el punto de vista de la demanda interna. En la parte de comercio exterior resultó importante el crecimiento de las exportaciones y el crecimiento de los Estados Unidos y Venezuela. Se puede concluir diciendo que el principal motor del crecimiento del PIB real colombiano durante el siglo XX fue el consumo interno con los pros y contras que ello implica.

30. Con base en todos los ejemplos desarrollados, es posible afirmar que la mayoría de los conceptos estudiados en los cursos de Macroeconomía se cumplieron en Colombia. Algunos no se cumplieron como consecuencia del atraso estructural del país, de la exagerada intervención de los gobiernos en las variables del mercado y del aislamiento de los mercados internacionales que el país vivió durante la mayor parte del siglo XX.

31. El trabajo registrado en este libro ha permitido ver a Colombia en retrospectiva. Es evidente que los resultados obtenidos dejaron mucho qué desear. La tasa del PIB real fue baja para las expectativas; no se creció lo suficientemente rápido por lo que no se pudo bajar el desempleo y mejorar los indicadores sociales. La orientación hacia el comercio exterior vino a darse al final del siglo, en 1991, mientras que otros países, como los asiáticos, lograron superar a Latinoamérica a través del comercio internacional establecido como meta en los años sesenta.

Bibliografía

Econometría

Alexander, Carol. Market Models. John Wiley & Sons. New York. 2001.

Chow Gregory C. Econometric Methods, McGraw-Hill, New York, 1983.

Davidson, James. Econometric Theory. Blackwell Publishers, Oxford, England, 2000.

Davidson, James. Econometric Theory. Oxford, England: Editorial Blackwell Publishers, 2000.

Granger, C. W. J. and Teräsvirta, T. Modelling Nonlinear Economic Relationships, Oxford University Press, Oxford. 1993.

Greene, William H. Econometric Analysis, cuarta edición. Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey, 2000.

Gujarati, Damodar. Econometría básica. Ed. McGraw-Hill. 2003.

Johnston, J. Econometric Methods. Tercera edición. McGraw-Hill, Nueva York, 1984.

Judge, George G., Carter R. Hill, William E. Griffiths, Helmut Lutkepohl y Tsoung-Chao Lee. Theory and Practice of Econometrics, John Wiley & Sons, Nueva York, 1984.

Kennedy, Peter. A Guide to Econometrics, Cuarta edición. MIT Press, Cambridge, Mass., 1998.

Lütkepohl, H. Introduction to Multiple Time Series Analysis, Springer Verlag, New York. 1991.

Maddala, G.S. Econometría. Ed McGraw-Hill. 1992.

Makridakis, Spyros, Steven Wheelwright, Victor McGee. Forecasting: Methods and Applications. Second Edition. John Wiley & Sons. 1983.

Novales, Alfonso. Econometría. 2da. edición. Ed. McGraw-Hill. 1993.

Pindyck, Robert y Daniel Rubinfeld. Modelos econométricos y pronóstico económico. Ed. McGraw-Hill. 2002.

Pulido, Antonio. Modelos econométricos. 2da. edición. Ed. Pirámide. 1987.

Wooldridge, Jeffrey M. Introducción a la Econometría. Un enfoque moderno. Editorial Thomson-Learning. 2001.

Macroeconomia y Finanzas

Black, F.; Jensen, M. C. and Scholes, M. The capital asset pricing model: Some empirical tests, in Jensen, Ed., Studies in the theory of capital markets, Praeger, New York. 1993.

Blanchard, O. Macroeconomía. Segunda edición. Prentice Hall. Madrid. 2000.

Box, G. E. P. and Jenkins, G. M. and Reinsel, G. C. (1994). Time Series Analysis, Forecasting and Control, Prentice-Hall, Englewood Cliffs.

De Gregorio, José. Macroeconomía: Teoría y Políticas.Editorial Pearson-Prentice Hall. 2007.

Delong, J. Bradford. Macroeconomía. McGraw-Hill. Madrid. 2002.

Dornbusch, R, Fischer, S y Startz, R. Macroeconomía. Octava edición. McGraw- Hill. Madrid. 2001.

Mankiw, N.G. Macroeconomía. Cuarta edición. Antoni Bosch editor. Barcelona. 2001.

Markowitz, Harry M. Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments. John Wiley & Sons, New Jersey. Reimpreso en 1970 por Yale University Press, ISBN 978-0300013726; Segunda edición en 1991, Blackwell Publishing, ISBN 978-1557861085). 1959.

Merton, R. C. A reexamination of capital asset pricing model. En: Friend, I. and Miller, J. Eds., Risk and Returns in Finance, Ballinger, Cambridge. 1977.

Ross, S. A.; Westerfield, R. W. and Jordan, B. D., Fundamentals of Corporate Finance, 4th (Ed.), Irwin McGraw-Hill, USA. 1998.

Sachs, Jeffrey D. y Larraín, Felipe B., Macroeconomía en la economía mundial, Prentice Hall, 1994.

Samuelson, Paul A. y Nordhaus, Willliam D., Economía, McGraw-Hill, México, 1986.

Sharpe, William F. Portfolio Theory and Capital Markets. McGraw-Hill, 1970 y 2000

Stiglitz, Joseph. Economía. Editorial Ariel, Barcelona, 1994.

Economía colombiana

Arango Londoño, Gilberto, Estructura económica colombiana, octava edición, McGraw-Hill, 1997

Argáez Caballero, Carlos y Miguel Urrutia. Historia del Sector Financiero Colombiano en el Siglo XX. Editorial Tercer Mundo- Fedesarrollo. 2006.

Avella, Mauricio. Pensamiento y política monetaria en Colombia 1886-1945. Contraloría General de la República, Bogotá, 1987.

Banco de la República. El Banco de la República. Antecedentes, evolución y Estructura. Banco de la República, Bogotá. 1990.

Botero García, Jesús y Hernando Rendón. La Construcción de Modelos Macroeconómicos: un análisis aplicado a Colombia. CIE, Universidad de Antioquia, Medellín, 1986.

Carrasquilla Barrera, Alberto, Galindo A. Arturo Jose, Patron Hilde. Costos en bienestar de la inflacion: teoria y una estimacion para Colombia. Borradores de Economía. Septiembre 1994. Banco de la República.

Carrasquilla Barrera, Alberto. Bandas cambiarias y modificaciones a la politica de estabilizacion: lecciones de la experiencia colombiana. Borradores de Economía. Febrero 1995. Banco de la República.

Carrasquilla Barrera, Alberto. Desarrollo reciente de las politicas monetaria y cambiaria en Colombia. Borradores de Economía. Noviembre 1994. Banco de la República.

Carrasquilla Barrera, Alberto. Dimensiones fiscales de una inflación moderada: el caso colombiano Borradores de Economía. Agosto 1996. Banco de la República.

Carrasquilla, Alberto y M.A. Arbeláez. La política financiera entre 1998 y el 2000: Su impacto sobre las entidades de crédito. www. economia.uniandes.edu.co

Castaño, Hugo López (1986). La Misión Chenery: una invitación a pensar en el mediano y largo plazo. Lecturas de Economía, u. 20, mayo-agosto, pp. 153-175. Centro de Investigaciones Económicas. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad de Antioquia.

Correa, Patricia "Paridad entre la tasa de interés real interna y externa: Notas sobre el caso colombiano" Coyuntura Económica, Fedesarrollo, abril de 1992

Currie, Lauchlin. Moneda en Colombia: comportamiento y control. Banco Cafetero, Bogotá. 1987.

Fundación para la Educación Superior y el Desarrollo. Lecturas sobre moneda y banca en Colombia. Fondo Cultural Cafetero, Bogotá. 1975.

Gómez Mejía, Alberto (2009). Modelos EGARCH aplicados a la prueba del CAPM y los modelos multifactoriales para acciones colombianas, 2002-2008. Revista Equidad y Desarrollo, Universidad de La Salle, No. 11, Enero-Junio, pp. 31-58. Facultad de Ciencias Económicas y Sociales. ISSN 1692-7311. Bogotá.

Grupo de Estudios del Crecimiento Económico Colombiano (GRECO). El Crecimiento Económico Colombiano en el Siglo XX. Fondo de Cultura Económica y Banco de la República, Bogotá. 2002.

Henao, Marta Luz y Norberto Rojas Delgadillo (1998). La Tasa Natural de Desempleo en Colombia. Archivos de Macroeconomía, documento 089. Departamento nacional de Planeación. Junio.

Hernández, Antonio. La moneda en Colombia. Villegas Editores. Bogotá. 2001.

Kalmanovitz, S. y E. López. La Agricultura Colombiana en el Siglo XX. Fondo de Cultura Económica y Banco de la República. Bogotá. 2007.

Lora, Eduardo, Técnicas de medición económica, Tercer Mundo Editores – Fedesarrollo, Bogotá, 1997.

López. Enrique y Martha Misas. Un Examen Empírico de la Curva de Phillips en Colombia. Subgerencia de Estudios Económicos. Banco de la República. Bogotá. Marzo de 1999.

Melo, Luis F. y Álvaro Riascos. (1997). El producto potencial utilizando el filtro de Hodrick-Prescott con parámetro de suavización variable y ajustado por inflación: una aplicación para Colombia. En: Borradores Semanales del Banco de la República. Santafé de Bogotá, dic. 1997.

Ministerio de Hacienda y Crédito Público. Informe de Mercado de Capitales. Subdirección de Mercado de Capitales Externos. Agosto 10. Santafé de Bogotá. 2001.

Misión de Estudios del Mercado de Capitales. Informe final. Santafé de Bogotá. Mayo de 1996. Ministerios de Hacienda-Banco Mundial-Fedesarrollo.

Ocampo, José Antonio (compilador), Historia económica de Colombia, cuarta edición, Tercer Mundo Editores – Fedesarrollo, Bogotá, 1994.

Ocampo, José Antonio (Editor). Lecturas de Economía Cafetera. Tercer Mundo Editores-Fedesarrollo. 1987.

Ocampo, José Antonio y Eduardo Lora (Editores). Introducción a la Macroeconomía Colombiana. Tercer Mundo Editores-Fedesarrollo.1989.

Ocampo, José Antonio y Eduardo Lora. Colombia y la Deuda Externa. Tercer Mundo Editores-Fedesarrollo.1988.

Ramírez, M. T. La Infraestructura de Transporte en Colombia durante el Siglo XX. Fondo de Cultura Económica y Banco de la República. Bogotá. 2007.

Robinson, James y Miguel Urrutia, eds., La Economía Colombiana del Siglo XX, Un Análisis Cuantitativo. Fondo de Cultura Económica y Banco de la República, Bogotá. 2007.

Salomón Kalmanovitz. Las Instituciones Colombianas en el Siglo XX, Libros de Cambio, Alfaomega S.A. Bogotá. 2001.

Uribe, José Darío. Notas sobre la Política Cambiaria en Colombia, en Política Cambiaria en los países miembros del FLAR.1998.

Uribe, José Dario. Monetary Policy Operating procedures in Colombia, en Monetary Policy Operating Procedures in Emerging Markets Economies. Bank for International Settlements. 1999.

Villar Gómez, Leonardo. Inflación y Finanzas Públicas. Borradores de Economía, Banco de la República. 2004.

Artículos en econometría y mercado de capitales

Akaike, H. A new look at the statistical model identification, IEEE Transactions on Automatic Control AC-19: 716-723. 1974.

Barr, R. The Capital Asset Pricing Model and the Market Model. The Journal of Portfolio Management, pp. 5-16. 1981. http://www.barra.com/

Bauwens, L. and Lubrano, M. and Richard, J.F. Bayesian Inference in dynamic econometric models, Oxford University Press, Oxford. 1999.

Black, F. Beta and Return, Journal of Portfolio Management, vol. 20(1), pp. 8-18. 1993.

Black, F. Capital market equilibrium with restricted borrowing, Journal of Business, vol. 45 (3), pp. 444-455. 1972.

Black, F. International capital market equilibrium with investment barriers, Journal of Financial Economics, vol. 1 (4), pp. 337-352. 1974.

Black, F. Noise, Journal of Finance, vol. 41, pp. 529-543. 1986.

Black, F. Studies in stock price volatility changes, Proceedings of the 1976 Meeting of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, pp. 177-181. 1976.

Bollerslev, T. Generalized Autorregressive Conditional Heteroscedasticity. Journal of Econometrics, vol. 31, pp. 307-326. 1986.

Box, G. E. P. and Cox, D. R. An analysis of transformations, Journal of the Royal Statistical Society, Series B 26: 211-252. 1964.

Chen, N. F.; Roll, R.; and Ross, S. A. Economic forces and the stock market, Journal of Business, vol. 59(3), pp. 383-403. 1986.

Chen, N. F.; RollL, R.; and Ross, S. A. Economic forces and the stock market: testing the APT and alternative asset pricing theories, Working Paper 119, CRSP, Advances in Quantitative Analysis of Finance and Accounting, vol. 1 (A), pp. 25-43. 1991.

Chen, S. Beta Non-Stationarity, Portfolio Residual Risk and Diversification. Journal of Financial and Quantitative Analysis. March. 1981.

Damodaran, A. a. "Estimating Equity Risk Premiums". NYU Stern School of Business. http://www.stern.nyu.edu/~adamodar/

Damodaran, A. b. "Estimating Risk Free Rates". NYU Stern School of Business. <http://www.stern.nyu.edu/~adamodar/

Damodaran, A. c. "Estimating Risk Parameters". NYU Stern School of Business. http://www.stern.nyu.edu/~adamodar/

Dickey, D. A. y Fuller, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Journal of the American Statistical Association 74: 427-431. 1979.

Dickey, D. A. Estimation and hypothesis testing in Nonstationary Time Series, Ph. D. dissertation, Iowa State University, Ames. 1976.

Dickey, D. A. and Bell, W. R. and Miller, R. B. Unit roots in Time Series Models: Tests and Implications, American Statistician 40: 12-26. 1986.

Dickey, D. A. and Fuller, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Journal of the American Statistical Association 74: 427-431. 1979

Dickey, D. A. and Pantula, S. G. Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes, Journal of Business and Economics Statistics 5: 455-461. 1987.

Engle, R. F. and Granger, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, Econometrica 55: 251-276. 1987.

Engle, R. F. and Ng, V. K. Measuring and testing the impact of news on volatility, Journal of Finance 48: 1749-1778. 1993.

Fama, E. Market Efficiency, Long-Term Returns and Behavioral Finance. Journal of Financial Economics, pp. 283. September 1998.

Fama, E. F. A Note on the Market Model and the Two Parameter Model. Journal of Finance. December 1973.

Fama, E. F. Stock returns, expected returns and real activity, Journal of Finance, vol. 45, pp. 1089-1108. 1990.

Fama, E. F. Stock returns, real activity, inflation, and money, The American Economic Review, vol. 71, pp. 545-565. 1981.

Fama, E. F. The behaviour of stock market prices, Journal of Business, pp. 34-105. 1965.

Fama, E. F. and French, K. R. Size and book-to-market factors in earnings and returns, Journal of Finance, vol. 50, pp. 131-155. 1995.

Fama, E. F. and French, K. R. Business conditions and expected returns on stocks and bonds, Journal of Financial Economics, vol. 25, pp. 23-49. 1989.

Fama, E. F. and French, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds, Journal of Financial Economics, vol. 33(1), pp. 3-56. 1993.

Fama, E. F. and French, K. R. Multifactor explanations of asset pricing anomalies, The Journal of Finance, March, vol. LI (1), pp. 55-84. 1996.

Fama, E. F. and Fench, K. R. Dividend yields and expected stock returns, Journal of Financial Economics, vol. 22, pp. 3-25. 1988.

Fama, E. F. and Fench, K. R. a. The cross-section of expected stock returns, Journal of Finance, vol. 47(2), pp. 427-465. 1992

Fama, E. F. and French K. R. b. The economic fundamentals of size and book-to-market equity, Working Paper, Graduate School of Business, University of Chicago, Chicago, Also in: Fama, E. F. and French, K. R., 1993.

Fama, E. F. and Gibbons, M. A comparison of inflation forecasts, Journal of monetary Economics, vol. 13, pp. 327-348. 1984.

Fama, E. F. and Macbeth, J. D. Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests, Journal of Political Economy, vol., 81 (3), pp. 607-636. 1973.

Fama, E. F. and Schwert, W. Asset Returns and Inflation, Journal of Financial Economics, vol. 5, pp. 115-146. 1977.

Gardner, E.S. (1985). Exponential Smoothing: the state of the Art, Journal of Forecasting 79: 616-23.

Granger, C. W. J. and Newbold, P. Spurious regressions in econometrics, Journal of Econometrics 2: 111-120. 1974.

Johansen, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economics Dynamics and Control, Vol. 12, pp. 231-54, June-September. 1988.

Kwiatkowski, D. and Phillips, P. C. B. and Schmidt, P. and Shin, Y. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Journal of Econometrics 54: 159-178. 1992.

Lintner, J. Security prices, risk, and maximal gain from diversification, Journal of Finance, vol. 20(4), pp. 387-615. 1965.

Lintner, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, Review of Economics and Statistics, vol. 47(1), pp. 13-37. 1965.

MacKinnon, J. G. Critical values for cointegration tests, Ch. 13 in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), Long-run economic relationships: readings in cointegration, Oxford University Press, Oxford. 1991.

Markowitz, Harry M. Portfolio Selection. Journal of Finance 7 (1): 77-91. 1952.

Markowitz, Harry M. The optimization of a quadratic function subject to linear constraints. Naval Research Logistics Quarterly 3: 111-133. 1956.

Merton, R. C. On estimating the expected return on the market: an explanatory investigation, Journal of Financial Economics, vol. 8, pp. 323-362. 1980.

Merton, R. C. An intertemporal capital asset pricing model, Econometrica, vol. 41, pp. 867-887. 1973.

Mossin, J. Equilibrium in a capital asset market. Econometrica 35:768-783. 1966.

Nelson, D. B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. Econometrica 59: 347-370. 1991

Phillips, P.C.B. Understanding Spurious Regressions in Econometrics, Journal of Econometrics 33: 311-40. 1986.

Postcher, B. and Srinivasan, S. A comparison of order determination procedures for ARMA models, Statistica Sinica 4: 29-50. 1994.

Roll, R. A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests: Part I: On the Past and Potential Testability of the Theory. Journal of Financial Economics. March 1977.

Roll, R. W. A critique of the asset pricing theory's test: Part I, Journal of Financial Economics, vol. 4, pp. 129-176. 1977.

Roll, R. W. The international crash of October 1987. Financial Analysts Journal, vol. 44, pp. 19-35. 1988.

Roll, R. W. and Ross, S. A. A critical reexamination of the empirical evidence on arbitrage pricing theory: A reply. Journal of Finance, vol. 39(2), pp. 347-350. 1984

Roll, R. W. and Ross, S. A. An empirical investigation of the arbitrage pricing theory, Journal of Finance, vol. 35, pp. 1073-1103. 1980.

Roll, R. W. and Ross, S. A. Regulation, the Capital Asset Pricing Model, and the Arbitrage Pricing Theory, Public United Fortnightly, vol. 111(11), pp. 22-28. 1983.

Roll, R. W. and Ross, S. A. The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning, Financial Analysts Journal, vol. 40(3), pp. 14-26. 1984.

Ross, S. A. A simple approach to the valuation of risky streams, Journal of Business, vol. 51, pp. 453-475. 1978.

Ross, S. A. Arbitrage and the APT: some new results, Working Paper, School of Management, Yale University, New Haven, CT. 1990.

Ross, S. A. Return, risk, and arbitrage, en: Risk and Return in Finance, I, Ed. por Friend, I. and Bicsler, J.I., Cambridge, Massachusetts, USA. 1977.

Ross, S. A. The arbitrage theory of capital asset pricing, Journal of Economic Theory, vol. 13, pp. 341-360. 1976.

Ross, S. A. and Zisler, R. Risk and Return in Real Estate, Journal of Real Estate Financial Economics, vol. 4(2), pp. 175-190. 1991.

Schwarz, G. Estimating the dimension of a model, Annals of Statistics 6: 461-464. 1978

Sharpe, W. F. A simplified Model of Portfolio Analysis. Management Science. January 1963.

Sharpe, W. F. Capital asset prices with and without negative holdings, en Maler, K-G.,1992, Nobel Lectures in Economic Sciences 1981-1990, World Scientific, USA, pp. 303-331. 1990.

Sharpe, W. F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, Journal of Finance, vol. 19(3), pp. 425-442. 1964.

Sharpe, W. F. Capital Asst Prices: A Theory of market Equilibrium Under Conditions of Risk. Journal of Finance. September 1964.

Sharpe, W. F. Factor Models, CAPMs and the APT, Journal of Portfolio Management, vol. 11(1), pp. 21-25. 1984.

Sharpe, W. F. Portfolio Analysis. Journal of Financial and Quantitative Analysis. 1967.

Sharpe, W. F. Security prices, risk and maximal gains from diversification: Reply, Journal of Finance, vol. Dec., pp. 743-744. 1966.

Sharpe, William F. A Simplified Model for Portfolio Analysis. Management Science 9 (2): 277-93. 1963.

Sharpe, William F. Capital Asset Prices - A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. Journal of Finance XIX (3): 425-42. 1964.

Stock, J.H. Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors, Econometrica 55: 1035-1056. 1987.

Revistas

Publicaciones del Banco de la República.

Borradores de Economía.

Revista del Banco de la República.

Ensayos sobre Política Económica.

Informe sobre Inflación.

Reporte de Estabilidad Financiera.

Páginas WEB

www.superfinanciera.gov.co

www.banrep.gov.co

www.dane.gov.co

www.dnp.gov.co

www.bvc.com.co

www.anif.org.

www.fedesarrollo.org.

www.nyse.com

www.nasdaq.com

www.imf.org.com

www.bis.org.com

FECHAS DE DEVOLUCIÓN

El préstamo del material se vence en la fecha y hora del último sello, se cobrará multa si se entrega después.

Para renovar comunicarse al Tel. 3218200 Exts. 8542, 8556, 8166, 8340 o en catálogo OPAC: **Http://olib.javerianacali.edu.co/cgi-olib/** opción "Detalles de usuario"

BibliotecaJaverianaCali